



2019年第 10 期 / 总第 182 期

主办单位：中国人民大学中国财政金融政策研究中心

Public Economic Review

郭庆旺/主编

公共经济评论

China Financial Policy Research Center Renmin University of China

www.frc.com.cn

公平与效率权衡：

垄断、居民收入分配与最优财政货币政策

贾俊雪 孙传辉

减税的经济增长效应研究

李戎 张凯强 吕冰洋

公平与效率权衡：

垄断、居民收入分配与最优财政货币政策

Tradeoff between Equity and Efficiency: Monopoly, Income

Distribution and Optimal Fiscal-Monetary Policy

贾俊雪

(中国人民大学财政金融学院, 国财政金融政策研究中心, 100872)

孙传辉

(中央财经大学财经研究院)

Abstract: This paper first uses a representative resident model to study the effect of monopoly on the optimal income taxation and monetary policies from the perspective of efficiency, then analyses the tradeoff between equity and efficient resulting from monopoly and its impact on the optimal income taxation and monetary policies, output, income distribution and social welfare by a heterogeneous resident model. Our analysis suggests that from the perspective of efficiency, Ramsey optimal income taxation is regressive, and the Friedman rule is optimal. When introducing the heterogeneous residents and income inequality, the Friedman rule is still optimal and optimal income taxation is progressive under perfect competition, thus increasing the efficiency and reducing the GINI coefficient. But, under imperfect competition, the progressivity of optimal income taxation is weaker and reduces as the monopoly increasing, while the Friedman rule ceases to be optimal. As a result, it is hard to balance the efficiency and equity.

Key Words: Tradeoff between Equity and Efficiency; Monopoly; Income Distribution; Optimal Income Taxation; Optimal Monetary Policy

本文是国家自然科学基金面上项目(71673279)和国家社会科学基金重大项目(17ZDA048)的阶段性成果。感谢评审专家提出的宝贵意见。

摘要：垄断不仅会造成效率损失也会恶化收入分配，亦会对劳动所得税和货币政策的最优设计产生重要影响。本文首先构建一个代表性居民模型，从效率视角剖析垄断对最优的劳动所得税和货币政策的影响机理；进而将其拓展为异质性居民模型，利用数值模拟考察垄断引致的公平与效率的权衡及其对最优的劳动所得税和货币政策以及宏观经济（产出、居民收入差距和社会总福利）的影响。研究表明，就效率视角而言，Ramsey 政府的最优政策选择是利用累退的劳动所得税矫正垄断造成的劳动供给扭曲，而使名义利率为零（即遵循 Friedman 规则）。考虑居民异质性和收入分配后，在完全竞争市场条件下，Friedman 规则仍然成立且最优劳动所得税为累进的，故可促进效率提升和基尼系数下降；而在垄断市场条件下，最优劳动所得税的累进性较弱且随垄断加剧而减弱但倾向于存在一个下限，致使居民收入差距先是不断增大而后较稳定，但这是以名义利率增加进而较大的效率损失为代价的。因此，实现公平与效率并重需要消除垄断、营造更具竞争性的市场环境。

关键词：公平与效率权衡 垄断 居民收入分配 最优劳动所得税政策 最优货币政策

一、引言

长期以来，公平与效率的权衡始终是各国政府面临的一个世界性难题。这一问题对于当前中国经济而言尤为突出——改革开放以来，中国经济保持了 40 年的高速增长，取得了世人瞩目的“增长奇迹”；但居民收入差距亦快速增大，分配不公问题十分严峻。新时代，我国将共享发展和共同富裕提升为国家发展理念，因此如何有效实现公平与效率的并重就成为学术界和政府亟需解决的一个重大现实问题（魏众和王琼，2016）。^①

无疑，影响公平与效率权衡的因素众多，本文的研究重点在于：市场环境的作用及其对劳动所得税和货币政策最优设计的影响。^②之所以以此为分析重点，原因在于：垄断（尤其行政垄断）^③始终是困扰中国经济的一个突出问题且有持续加剧之势——盖庆恩等（2015）利用中国规模以上工业企业调查数据发现，企业垄断加成（markup）从 1998 年的 1.242 上升到 2007 年的 1.507，增加了 21.3%。这不仅造成极大的效率损失（如劳动供给下降），也恶化了居民收入分配差距（Blanchard, 1997；白重恩等，2008；白重恩和钱震杰，2009；陈宇峰等，2013），^④亦会对劳动所得税和货币政策的最优设计产生重要影响（Schmitt-Grohe and Uribe, 2004；贾俊雪和郭庆旺，2010）。理论上讲，垄断加剧时，Ramsey 政府（追求社会福利最大化的政府）可选择降低劳动所得税的累进性以刺激劳动供给、矫正垄断扭曲，但这可能会加剧收入分配不公；也可提升名义利率（对垄断利润征收通胀税）以矫正垄断扭曲^⑤，而这可能会造成效率损失（如交易成本增加）。因此，垄断使得 Ramsey 政府始终面临着政策权衡取舍、而很难做到公平与效率的并重。事实上，回顾改革开放尤其 20 世纪 90 年代中期以来的中国发展实践，可以较清晰地看到垄断引致的这一政策权衡贯穿于始终——很长一段时期内，我国政府都强调效率优先，故倾向于降低名义利率以促进经济效率，而削弱劳动所得税的累进性以矫正垄断扭曲，体现在：2008 年以前，名义利率下降而基尼系数增加（见图 1）^⑥；此后逐渐更加注重公平，故更倾向增强劳动所得税的累进性以缩小居民收入差距，而提升名义利率以矫正垄断扭曲，表现在：2008 年以来，基尼系数下降而名义利率攀升（见图 1）。^⑦

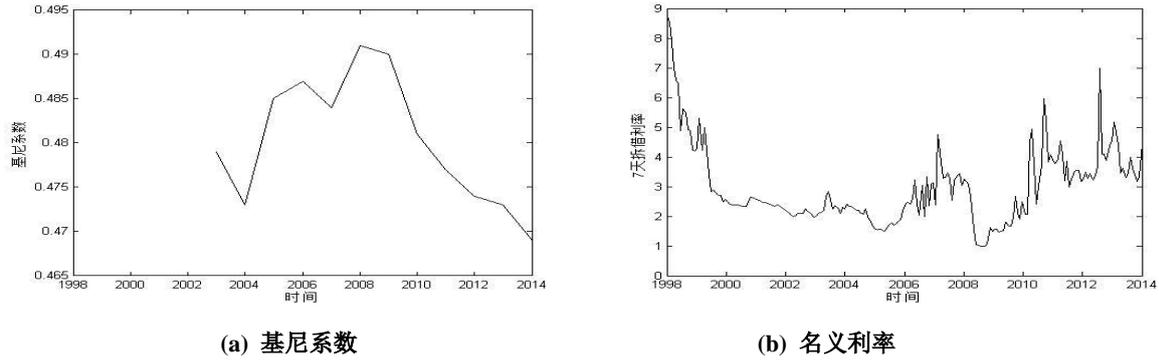


图1 1998—2014年间居民收入基尼系数和短期名义利率的变化

为了更严谨地阐释上述机理，本文首先构建一个代表性居民模型，给出解析解，从效率视角清晰揭示垄断对最优的劳动所得税和货币政策的影响机理；然后引入居民异质性，利用数值模拟剖析垄断引致的公平与效率的权衡取舍及其对最优的劳动所得税和货币政策以及宏观经济（产出、居民收入差距和社会总福利）的影响。研究表明，单纯就效率视角而言，Ramsey政府的最优政策选择是利用累退的劳动所得税矫正垄断造成的劳动供给扭曲，而使名义利率为零（遵循Friedman规则^⑧）。考虑居民异质性和收入分配后，在完全竞争市场条件下，Friedman规则仍然成立且最优劳动所得税为累进的，故可提升经济效率、促进分配公平；而在垄断市场条件下，最优劳动所得税的累进性较弱且随垄断加剧而不断减弱、但倾向于存在一个下限，致使居民收入差距先是不断增大而后较为稳定，但这是以名义利率持续增加进而效率的较大损失为代价的。因此，依靠劳动所得税和货币政策很难真正实现公平与效率并重，消除垄断（尤其行政垄断）、营造更具竞争性的市场环境才是破解这一难题的根本之道——这可为我国政府更积极地运用累进的劳动所得税缩小居民收入差距，同时利用低利率政策提升经济效率以促进公平与效率并重以及共享发展奠定良好的市场基础。

学术界关于最优的劳动所得税和货币政策的研究由来已久。目前，这方面的文献大体可分为两类^⑨。一类文献考虑了居民异质性但使用的是实际经济模型，关注重点在于最优劳动所得税政策而完全忽略了最优货币政策及其影响（Mirrlees, 1971; Diamond, 1998; Saez and Stantcheva, 2016; Heathcote and Tsujiyama, 2016; 金戈, 2010）。另一类文献则利用货币经济模型探究最优的货币政策和劳动所得税政策以及它们之间的交互影响——早期研究大多使用的是代表性居民模型且只考虑了线性劳动所得税（Chari et al., 1996; Kahn et al., 2003; Schmitt-Grohe and Uribe, 2004; 贾俊雪和郭庆旺, 2010），最近的一些研究开始运用异质性居民模型考察最优的非线性劳动所得税政策（Da Costa and Werning, 2008; Gahvari and Micheletto, 2014）。

本文主要沿循了第二类文献的基本做法。就理论框架而言，与Da Costa和Werning（2008）以及Gahvari和Micheletto（2014）较相似（均考虑了居民异质性和非线性劳动所得税），但与他们的研究相比存在如下两点主要不同。（1）他们在考察最优劳动所得税时采用的是Mirrlees方法——即将劳动收入视为私人信息，税务部门无法全面掌握，故不事先设定税制形式而是通过求解激励相容条件给出。这一方法的突出不足在于：得到的最优税制更像是一个“黑箱子”，现实操作性较差（Heathcote and Tsujiyama, 2016）。本文则采用了Ramsey方法——即利用一个简单函数刻画劳动所得税制，进而给出社会福利最大化的最优税制参数，故具有良好的现实操作性。^⑩目前，世界各国的名义劳动所得税制基本上都为累进的，但由于征管等因素，（尤其发展中国家的）实际有效税制

也可能是累退的（高凤勤和许可，2015）。为此，本文构建一个可涵盖累进、比例和累退税制的劳动所得税函数，更好地捕捉现实经济中可能出现各种情况、剖析不同税制设计的影响。（2）他们只考虑了完全竞争市场且缺乏对收入分配的深入分析，本文则就完全竞争和垄断市场条件下的最优政策选择及其经济影响（对产出、居民收入分配和社会总福利的影响）进行了较为细致的对比分析，这有助于更好地认识和理解市场环境的重要性。除垄断利润规模以外，本文还在拓展模型中考虑了不同的垄断利润分配方式以厘清居民利润分成收入差距的影响。结合我国不同时期公平与效率权衡以及财政政策的现实特点，本文亦深入探究了财政支出融资压力和支出结构（生产性支出和消费性支出）以及 Ramsey 政府公平偏好的影响。这些理论拓展极大增强了本文理论分析的现实意义，亦有利于得到更为丰富的结论。

本文余下部分的结构安排如下。第二部分构建一个代表性居民模型，从效率视角揭示垄断对最优的劳动所得税和货币政策的影响。第三部分构建一个异质性居民模型，第四部分利用数值模拟考察垄断对最优政策权衡和宏观经济的影响。第五部分进行稳健性检验，探究垄断利润分配方式、财政支出政策和 Ramsey 政府公平偏好的影响。最后为本文的结论及政策建议部分。

二、代表性居民模型：效率视角

本节构建一个代表性居民的一般均衡模型，给出解析解，从效率视角清晰揭示垄断对最优的劳动所得税和货币政策的影响机理。

（一）居民

居民为理性、同质的（数量正规化为 1），整个生命周期内的预期贴现效用和为：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, h_t) \quad (1)$$

其中， c_t 为消费， h_t 为劳动投入， $\beta \in (0, 1)$ 为贴现因子， E_0 为零期数学期望。效用函数 u 为严格凹的二次连续可微函数，且满足 $u_c > 0$ 和 $u_h < 0$ 。居民在 t 期拥有状态一致的名义金融资产 D_{t+1} 和货币余额 M_t 。货币余额用于商品交易——消费过程中产生交易成本 $s(v_t)$ ， $v_t = P_t c_t / M_t$ 为消费-货币比率（以消费为基础的货币流通速度）， P_t 为消费价格。 $s(v)$ 为非负的二次连续可微函数且满足如下条件（Schmitt-Grohe and Uribe, 2004）：存在一个货币满足水平 $\underline{v} > 0$ 使得 $s(\underline{v}) = s'(\underline{v}) = 0$ （此时持有货币不会降低交易成本）；当 $v \neq \underline{v}$ 时，有 $(v - \underline{v})s'(v) > 0$ ；当 $v \geq \underline{v}$ ，有 $2s'(v) + vs''(v) > 0$ 。

除工资收入以外，企业利润 Π_t 也构成居民收入的一部分。¹¹因此，代表性居民的预算约束方程为：

$$P_t c_t [1 + s(v_t)] + M_t + E_t r_{t+1} D_{t+1} = M_{t-1} + D_t + (1 - \tau_t) P_t w_t h_t + \Pi_t \quad (2)$$

其中， r_t 为名义利率， w_t 为实际工资率。劳动所得税率 τ_t 为工资收入 $w_t h_t$ 的函数，即：

$$\tau_t = \tau(w_t h_t) \quad (3)$$

目前，世界各国的名义劳动所得税制基本上都为累进的，但由于征管等因素，（尤其发展中国家的）实际有效税制也可能是累退的。因此，本文没有将劳动所得税限定为累进的，而是考虑了所有可能的情况，这也可更好地揭示劳动所得税制不同设计的影响： $\tau'(\cdot) > 0$ 时，劳动所得税为累进税； $\tau'(\cdot) < 0$ 时，为累退税； $\tau'(\cdot) = 0$ 时，为比例税。

在（2）和（3）式的约束下，居民选择 $\{c_t, h_t, v_t, M_t, D_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$ 以实现效用（1）式最大化。求解该优化问题，可得如下一阶最优条件：

$$u_c = \lambda_t [1 + s(v_t) + v_t s'(v_t)] \quad (4)$$

$$-\frac{u_h}{u_c} = \frac{(1 - \tau_t - \tau'_t w_t h_t) w_t}{1 + s(v_t) + v_t s'(v_t)} \quad (5)$$

$$r_{t+1} \frac{\lambda_t}{\lambda_{t+1}} = \beta \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (6)$$

$$v_t^2 s'(v_t) = 1 - R_t^{-1} \quad (7)$$

横截性条件为:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_t q_{t,t+j+1} (D_{t+j+1} + M_{t+j}) = 0 \quad (8)$$

其中, $R_t = 1/E_t r_{t+1}$ 为总的无风险名义利率, $q_t = \prod_{i=1}^t r_i$ 为名义随机贴现因子 ($q_0 = 1$)。(4) 式表明, 由于引入交易成本, 消费的边际效用和财富影子价格并不相等——二者之间存在一个由交易成本决定的楔子。(5) 式表明, 非线性劳动所得税和交易成本的引入对居民的消费-闲暇选择产生了扭曲性影响: τ_t 越大、 τ'_t 越大 (即劳动所得税的累进性越强) 和 v_t 越小, 居民越倾向减少劳动供给和消费。(6) 式为标准的资产定价方程, (7) 式为货币需求方程——名义利率越高 (持有货币的成本越大), 货币流通速度越快。

(二) 企业

经济中存在两类企业: 最终商品生产企业和中间商品生产企业, 最终商品市场为完全竞争市场, 中间商品市场为垄断市场——目前, 我国行政垄断主要集中于中间商品即上游市场 (刘瑞明和石磊, 2011)。最终商品生产企业以系列连续的、差别化的中间商品作为投入, 采用 Dixit-Stiglitz 生产技术:

$$Y_t = \left[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{(\eta+1)/\eta}{\eta}} \right]^{\eta/(1+\eta)}, \quad -\infty < \eta < -1 \quad (9)$$

其中, Y_t 和 $y_t(i)$ 分别为最终商品和中间商品产出, η 为中间商品替代弹性。在最终商品价格 P_t 和中间商品价格 $P_t(i)$ 给定的情况下, 可得中间商品需求函数: $y_t(i) = [P_t(i)/P_t]^\eta Y_t$ 。中间商品生产企业采取线性生产函数: $y_t(i) = h_t(i)$, ¹² 通过制定价格 $P_t(i)$ 来最大化企业利润: $\pi(i) = P_t(i)y_t(i) - P_t mc_t y_t(i)$ 。 mc_t 为实际边际成本 (易知 $mc_t = w_t$)。求解该优化问题可得: $w_t = (\eta+1)P_t(i)/\eta P_t$ 。

(三) 政府

政府为 Ramsey 型的 (即追求社会福利最大化), 通过征收劳动所得税、货币创造和发行公债 B_t 为财政支出 G_t 融资。政府的预算约束方程为:

$$M_t + B_t = M_{t-1} + R_{t-1} B_{t-1} + P_t G_t - \tau_t P_t w_t h_t \quad (10)$$

政府通过改变劳动所得税的平均税率 τ_t 和边际税率 τ'_t 以及利率 R_t 来实行政策, 即 $\{\tau_t, \tau'_t, R_t\}$ 为政策变量, 刻画了劳动所得税政策和货币政策。

(四) 经济均衡与 Ramsey 最优政策

经济达到系统性均衡时, 所有中间商品生产企业面对相同的实际工资率, 故采取相同的生产和定价策略, 即有 $h_t(i) = h_t$ 和 $P_t(i) = P_t$ 。所以有: $w_t = (\eta+1)/\eta$ 和 $\Pi_t = \pi_t(i) = -P_t Y_t / \eta$ 。此时, 由无套利条件可知: 名义利率必须非负, 即 $R_t \geq 1$ 。¹³此外, 还需满足如下资源约束方程:

$$[1 + s(v_t)]c_t + G_t = Y_t \quad (11)$$

在外生冲击 G_t 、政策变量 $\{\tau_t, \tau'_t, R_t\}$ 以及初始条件 $[R_{-1}B_{-1} + M_{-1}]$ 给定的情况下，竞争性均衡由满足 (2) 式、(4) — (7) 式、(10) 式、(11) 式、 $R_t \geq 1$ 和 $q_t = \prod_{i=1}^t r_i$ ($q_0 = 1$) 的 $\{c_t, h_t, M_t, B_t, v_t, w_t, \lambda_t, P_t, q_t, R_t\}$ 刻画。由此，我们可以给出如下 Ramsey 均衡条件：¹⁴

$$[1 + s(v_t)]c_t + G_t = Y_t \quad (12)$$

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ u_c(t)c_t + u_h(t)h_t + [(1 - \tau'_t \Omega Y_t) \Omega Y_t - Y_t] \frac{u_c(t)}{\gamma(v_t)} \right\} = \frac{u_c(0)}{\gamma(v_0)} \frac{R_{-1}B_{-1} + M_{-1}}{P_0} \quad (13)$$

其中， $v_t \geq \underline{v}$ ， $v_t^2 s'(v_t) < 1$ ， $\gamma(v_t) \equiv 1 + s(v_t) + v_t s'(v_t)$ 。 $\Omega = (1 + \eta) / \eta \in (0, 1)$ ($1/\Omega$ 为企业垄断加成)，则 $1 - \Omega$ 为垄断利润比率（即垄断利润占产出的比值），刻画了垄断程度。(12) 式为可行性约束方程 (feasibility constraint)，刻画了整个经济的资源约束；(13) 式为操作性约束方程 (implementability constraint)，刻画了政府的跨时预算约束。

由 Ramsey 均衡条件 (12) 和 (13) 式，我们可以给出如下关于最优的劳动所得税政策和货币政策的理论命题。

命题 1: 若存在 Ramsey 最优均衡配置，则最优劳动所得税的边际税率 $\tau'_t = -\frac{1 - \Omega}{\Omega^2 Y_t} < 0$ (即为

累退的)，最优货币政策遵循 Friedman 规则 (即 $R_t = 1$)。

证明：Ramsey 最优配置问题是在外生冲击 G_t 和初始条件 $(R_{-1}B_{-1} + M_{-1})/P_0$ 给定的情况下，在 (12) 和 (13) 式、 $v_t \geq \underline{v}$ 和 $v_t^2 s'(v_t) < 1$ 的约束下，选取 $\{c_t, h_t, v_t, \tau'_t\}$ 以实现居民效用最大化。求解该优化问题，可得到如下关于 v_t 和 τ'_t 的一阶最优条件：¹⁵

$$\frac{\partial L_t}{\partial v_t} = -\xi_t \frac{\gamma'(v_t)}{\gamma(v_t)^2} u_c(t) [(1 - \tau'_t \Omega Y_t) \Omega Y_t - Y_t - I(t)d_0] - \psi_t s'(v_t) c_t = 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial L_t}{\partial \tau'_t} = -\xi_t \frac{u_c(t)}{\gamma(v_t)} \Omega^2 Y_t^2 \quad (15)$$

其中， L_t 为拉格朗日函数， $\psi_t > 0$ 和 $\xi_t > 0$ 分别为 (12) 和 (13) 式的拉格朗日乘子。 $I(t)$ 为指标函数： $t = 0$ 时， $I(t) = 1$ ； $t > 0$ 时， $I(t) = 0$ 。 $d_0 = (R_{-1}B_{-1} + M_{-1})/P_0$ 为居民期初的实际总财富。

由 (14) 式可知， $t > 0$ 时，有：

$$-\xi_t \frac{\gamma'(v_t)}{\gamma(v_t)^2} u_c(t) [(1 - \tau'_t \Omega Y_t) \Omega Y_t - Y_t] = \psi_t s'(v_t) c_t \quad (16)$$

(16) 式的右边 $\psi_t s'(v_t) c_t \geq 0$ ，故有： $\tau'_t \geq -(1 - \Omega) / (\Omega^2 Y_t)$ 。而由 (15) 式可知： $\partial L_t / \partial \tau'_t < 0$ ，即边际税率 τ'_t 越小越好。因此，最优的边际税率 τ'_t 为角点解：

$$\tau'_t = -\frac{1 - \Omega}{\Omega^2 Y_t} < 0 \quad (17)$$

即最优劳动所得税为累退的。(17) 式成立后，有 $\psi_t s'(v_t) c_t = 0$ ，进而由 (7) 式可知： $R_t = 1$ ，即最优货币政策遵循 Friedman 规则。命题 1 证毕。

Schmitt-Grohe 和 Uribe (2004) 以及贾俊雪和郭庆旺 (2010) 在只考虑线性劳动所得税的情况下指出：垄断将抑制居民劳动供给，导致其低于社会最优水平；¹⁶ 由于线性劳动所得税无法完全矫

正这一扭曲，故 Ramsey 政府还需使名义利率不为零，以利用通胀税将垄断利润（最终转化为居民消费）征收掉，促使劳动供给回到最优水平。与之不同，理论命题 1 则表明：在劳动所得税为非线性的情况下，即使存在垄断，Friedman 规则仍然成立。原因在于：此时，Ramsey 政府可以利用累退的劳动所得税来刺激居民劳动供给——当累退性足够强（边际税率满足（17）式）时，劳动供给将回到社会最优水平；而无需借助通胀税来矫正垄断扭曲，因为名义利率不为零会带来交易成本，导致效率损失。¹⁷

这里，有两点值得特别指出：（1）市场环境的重要性。实际上，若市场是完全竞争的（即 $\Omega=1$ ），由（17）式可知：最优劳动所得税为比例税。因此，市场环境在最优劳动所得税的决定中扮演着极为重要的作用——正是由于存在垄断才导致最优劳动所得税为累退的。（2）这里采用的是代表性居民模型，因此累退的劳动所得税不会造成任何福利损失，故成为 Ramsey 政府矫正垄断扭曲的首选。现实经济中，累退的劳动所得税会增大居民收入差距。因此，理论命题 1 也可理解为：Ramsey 政府此时只关注效率而完全忽略了公平，无视累退的劳动所得税带来的福利成本，故将累退的劳动所得税和 Friedman 规则作为最优政策选择。这可为 2008 年以前我国基尼系数上升而名义利率不断下降这一典型事实（见引言中的图 1）提供一个较好的解释。不过，这一较极端的做法通常只存在于某些特定的历史时期（如经济发展的初期），下文将考察更为普遍的情况即公平与效率权衡的影响。

三、异质性居民模型：公平与效率权衡

本节对前文理论模型进行拓展，引入居民异质性，剖析垄断引发的公平与效率的权衡取舍及其对最优劳动所得税和货币政策以及宏观经济（产出、居民收入差距和社会总福利）的影响。

（一）基本框架

模型关于企业和政府行为的设定与前文代表性居民模型一样，不同的是：此时居民为异质性的（数量仍正规化为 1），体现在居民的劳动技术水平即劳动生产率 $e(i)$ 存在差异（Gahvari and Micheletto, 2014）。 $e(i)$ 服从一个随机分布，分布函数为 $F(e)$ 。居民 i 在 t 期的劳动时间为 $l_t(i)$ ，则其有效劳动投入为： $h_t(i) = e(i)l_t(i)$ ，工资收入为： $w_t h_t(i) = w_t e(i)l_t(i)$ ；拥有中间商品生产企业的股份为 $\alpha(i)$ （即获取垄断利润分成的比例，满足 $\int \alpha(i)dF(e(i))=1$ ），得到的分成收入为 $\pi_t(i)$ 。因此，居民的税前收入差距源于两部分：税前工资收入差距和垄断利润分成收入差距。居民 i 拥有的政府债券和货币余额分别为 $B_t(i)$ 和 $M_t(i)$ ，¹⁸ $B_t(i)$ 的名义总回报率为 R_t ，消费交易成本为 $s(v_t(i))$ ， $v_t(i) = P_t c_t(i) / M_t(i)$ 为货币流通速度。因此，居民 i 在 t 期的预算约束方程为：

$$P_t c_t(i)[1 + s(v_t(i))] + M_t(i) + B_t(i) = M_{t-1}(i) + R_{t-1} B_{t-1}(i) + [1 - \tau_t(i)] P_t w_t h_t(i) + \pi_t(i) \quad (18)$$

其中，劳动所得税率 $\tau_t(i)$ 为居民工资收入的函数。

居民的即期效用函数为： $u(c_t(i), l_t(i))$ 。在（18）式的约束下，求解居民效用最大化问题，可得如下—阶最优条件：

$$-\frac{u_{l_t}(i)}{e_t(i)u_{c_t}(i)} = \frac{[1 - \tau_t(i) - \tau'_t(i)w_t h_t(i)]w_t}{\gamma_t(i)} \quad (19)$$

$$\frac{u_{c_t}(i)\gamma_{t+1}(i)}{u_{c_{t+1}}(i)\gamma_t(i)} = \beta \frac{R_t P_t}{P_{t+1}} \quad (20)$$

$$1 - v_t(i)^2 s'(v_t(i)) = \frac{1}{R_t} \quad (21)$$

其中, $\gamma_t(i) = 1 + s(v_t(i)) + v_t(i)s'(v_t(i))$ 。(19)式表明: 由于劳动生产率存在差异且适用的劳动所得税率不同, 故异质性居民的消费与闲暇的边际效用比不同, 进而具有不同的消费-闲暇选择。(21)式则表明, 由于面对相同的名义利率, 居民会选择相同的货币流通速度 v_t , 进而相同的 γ_t , 因此居民跨期消费的边际效用比亦相同(见(20)式)。

为简化分析, 本文不考虑居民期初的财富异质性, 即假定居民在期初拥有相同的财富: $M_{-1}(i) + R_{-1}B_{-1}(i) = Z_0, \forall i$ 。不失一般性, 令 $Z_0 = 0$ 。¹⁹这样, 由(18) — (21)式和横截性条件可知, 居民 i 具有如下 Arrow-Debreu 长期预算约束方程:

$$\sum_{t=0}^{\infty} q_t P_t \left[c_t(i)[1 + s(v_t) + v_t s'(v_t)] - [1 - \tau_t(i)]w_t h_t(i) - \frac{\pi_t(i)}{P_t} \right] = 0 \quad (22)$$

(二) 经济均衡

经济达到系统性均衡时, 所有中间商品生产企业的生产和定价策略相同, 因此可得:

$w_t = (\eta + 1)/\eta$ 和 $\pi_t(i)/P_t = -\alpha(i)Y_t/\eta$, 其中 $Y_t = \int y_t(i)dF(e(i)) = \int h_t(i)dF(e(i))$ 为经济总产出。此时, 居民 i 的预算约束方程(22)式变为:

$$c_t(i)[1 + s(v_t) + v_t s'(v_t)] - [1 - \tau_t(i)]w_t h_t(i) - \frac{\pi_t(i)}{P_t} = 0 \quad (23)$$

(23)式表明, 经济均衡时, 居民的垄断利润分成收入和税前工资收入完全用于(含交易成本的)消费 $c_t(i)(1 + s(v_t))$ 以及缴纳劳动所得税 $\tau_t(i)w_t h_t(i)$ 和通胀税(名义利率不为零时持有货币的成本 $c_t(i)v_t s'(v_t)$)。因此, 在政策变量 $\{R_t, \tau_t, \tau'_t\}$ 给定的情况下, 居民决策 $\{c_t(i), h_t(i), v_t\}$ 由(19) — (21)式和(23)式决定。

总资源约束即可行性约束方程为:

$$\int c_t(i)[1 + s(v_t)]dF(e(i)) + G_t = \int y_t(i)dF(e(i)) \quad (24)$$

进而, 由(23)和(24)式可得政府预算约束即操作性约束方程为:

$$G_t = \int [\tau_t(i)w_t h_t(i) + v_t s'(v_t)c_t(i)]dF(e(i)) \quad (25)$$

即政府利用劳动所得税和通胀税为财政支出筹资。

此时, Ramsey 最优政策问题是: Ramsey 政府在(24)和(25)式的约束下, 选择劳动所得税和货币政策变量 $\{R, \tau, \tau'\}$ 以使社会总福利 $U = \int W(i)u(c(i), h(i)/e(i))dF(e(i))$ 最大化。 $W(i)$ 为居民 i 的效用在社会总福利中的权重, 捕捉了 Ramsey 政府对不同收入居民的效用进而对分配公平的关心力度——低收入居民的权重越大, 对公平的关心力度越大。因此, Ramsey 政府在预算约束下面临着公平与效率进而政策的权衡取舍: 降低劳动所得税的累进性可刺激居民劳动供给、矫正垄断扭曲, 但会加剧收入分配差距(反之亦然); 提高名义利率也可矫正垄断扭曲, 但亦会带来效率损失(交易成本增加)。因此, Ramsey 政府的最优政策选择取决于: 其对公平的关心力度以及对各种政策成本的权衡。由于无法给出模型显示解, 下文利用数值模拟考察这一权衡对 Ramsey 最优政策和宏观

经济（产出、居民收入差距和社会总福利）的影响。

四、数值模拟分析

本节以 1998—2014 年间的中国经济为样本，通过模型参数的合理赋值进行数值模拟分析。数据主要来源于历年的《中国统计年鉴》、IMF 的 IFS 数据库和中经网数据库。

（一）参数化

首先，我们给出效用函数、非线性劳动所得税率、交易成本函数、劳动生产率分布函数、垄断利润分成比例和居民效用权重的具体函数形式。特别地，本文采用如下效用函数：

$$u(c(i), l(i)) = \frac{[c(i)(1-l(i))^\theta]^{1-\xi}}{1-\xi}, \xi \geq 1 \quad (26)$$

其中， θ 为闲暇效用弹性， ξ 为风险厌恶因子—— $\xi=1$ 时，(26) 式简化为对数效用函数。

Collard 和 Dellas (2005) 提出一个简单的劳动所得税函数： $T(wh) = a_0[wh - (a_2 + (wh)^{-a_1})^{-1/a_1}]$ ， T 为劳动所得税收入。由此可得劳动所得税的平均税率为： $\tau(wh) = a_0[1 - (a_2(wh)^{a_1} + 1)^{-1/a_1}]$ ， $1 + a_1$ 等于风险厌恶因子 ξ ， a_2 刻画了因征税导致的工资收入损失， a_0 可由现实数据估算得到。这一函数刻画的并非法定税制而是（考虑了扣除、避税等税基侵蚀后的）实际有效税制，税率在合理的参数取值范围内始终为累进的。然而，现实经济中劳动所得税的实际有效税率也可能为比例的或累退的。因此，本文在 Collard 和 Dellas (2005) 的基础上进行改进，以更好地捕捉现实经济中可能出现的各种情况，以及劳动所得税制不同设计的影响。特别地，我们假定劳动所得税的平均税率为：

$$\tau(wh) = a_0 - (a_0 - a_3)[(wh)^{a_1} + 1]^{-1/a_1} \quad (27)$$

进而，劳动所得税的边际税率为：

$$\tau'(wh) = (a_0 - a_3)[(wh)^{a_1} + 1]^{-1/a_1 - 1} (wh)^{a_1 - 1} \quad (28)$$

其中， $a_0 - a_3$ 的符号和大小决定了劳动所得税的累进性及其强弱： $a_0 > a_3$ 时，劳动所得税为累进税—— $a_0 - a_3$ 越大，累进性越强； $a_0 < a_3$ 时，为累退税—— $a_0 - a_3$ 的绝对值越大，累退性越强； $a_0 = a_3$ 时，为比例税。

对于交易成本函数，遵循 Schmitt-Grohe 和 Uribe (2004) 的做法，我们采取如下形式： $s(v_i) = Av_i + B/v_i - 2\sqrt{AB}$ ，则由 (20) 式可知货币需求函数为： $v_i^2 = B/A + (R_i - 1)/(AR_i)$ 。鉴于现实经济中居民工资往往呈现为明显的右偏分布（即少数人的工资水平很高而多数人的工资较低），故假定居民劳动生产率 e 服从一个均值为零、方差为 1 的对数正态分布。²⁰对于垄断利润分成比例 $\alpha(i)$ ，目前尚缺乏关于中国的现实数据和良好的文献依据。为此，本文在基准分析中假定垄断利润依据居民劳动生产率的高低进行分配： $\alpha(i) = e(i) / [\int e(i) dF(e(i))]$ ，稳健性分析考察了不同分配方式的影响。对于居民效用权重 $W(i)$ ，参照 Heathcote 和 Tsujiyama (2016) 的做法，我们将其设定为：

$$W(i) = \frac{\exp(-\omega e(i))}{\int \exp(-\omega e(i)) dF(e(i))} \quad (29)$$

其中，参数 ω 决定了 Ramsey 政府对分配公平的关力度： $\omega = 0$ 时， $W(i) = 1, \forall i$ ，即 Ramsey 政府对所有居民的效用赋予相同权重，社会福利函数为功利主义函数； $\omega < 0$ 时，对高收入居民的效用

赋予更大权重； $\omega > 0$ 时，对低收入居民的效用赋予更大权重，即更关注分配公平。

这样，本文共需确定 7 个核心参数 ($A, B, \Omega, \xi, a_1, \theta, \omega$) 的取值。我们主要依据中国现实数据和已有文献进行赋值，然后改变重要参数的取值进行稳健性检验。对于参数 A 和 B ，本文通过估算我国货币需求函数加以确定。具体而言，我们利用银行间 7 天拆借利率度量名义利率 R_t ，用 M1 度量货币供给量，用全社会消费品零售总额（名义值）近似刻画 $P_t C_t$ （利用 X-13 方法对全社会消费品零售总额和 M1 进行季节调整），从而得到货币流动速度 v_t 。这样，由 v_t^2 对 $1/R_t$ 进行回归可得： $A = 0.1808$ 和 $B = 0.059$ 。²¹盖庆恩（2015）以中国规模以上工业企业调查数据为基础，估算了 1998—2007 年间的企业垄断加成（即本文的 $1/\Omega = \eta/(1+\eta)$ ），结果在 1.242—1.507 之间。因此，本文将 0.725（1/1.38）作为 Ω 的基准值（即垄断利润比率为 27.5%），然后考察其变化的影响。依据 1998—2014 年间我国财政支出与 GDP 的比值，本文将财政支出比率（ $g = G/Y$ ）的稳态值设为 0.191，将劳动时间的稳态值设为 0.24（林细细、龚六堂，2007）。遵循已有研究的普遍做法，本文将风险厌恶因子 ξ 设为 2（陈国进等，2014），则有： $a_1 = 1$ 。本文以 $\omega = 0$ （即功利主义社会福利函数）为基准值，稳健性分析考察了其变化的影响。最后，对于闲暇效用弹性 θ ，我们通过其赋值以使模型关于稳态名义利率的预测值与此间中国现实数据相一致。这样，可得 $\theta = 3$ 。

（二）结果分析

表 1 给出垄断利润参数 Ω 不同取值下的最优政策和主要宏观变量的模拟结果。我们考虑了三种政策实验：（1）实验 I，将劳动所得税限定为比例税；（2）实验 II，将货币政策限定为 Friedman 规则（即 $R = 1$ ），允许劳动所得税为非线性的；（3）实验 III，不做任何限制即允许 Ramsey 政府自由选择最优的劳动所得税和货币政策。前两种政策实验旨在识别单一的最优货币政策和最优非线性劳动所得税政策以及二者在矫正垄断扭曲方面的优劣，以便更好地理解政策实验 III 揭示的 Ramsey 最优政策权衡及其经济影响。

1. 完全竞争市场

首先，我们来探究完全竞争市场（ $\Omega = 1$ ）的情况。由表 1 可知：劳动所得税限定为比例税（实验 I）时，最优名义利率为零，即 Friedman 规则成立，这与 Schmitt-Grohe 和 Uribe（2004）的结论完全一致。而且，此时政府支出完全由线性劳动所得税筹资，故税率 τ 等于财政支出比率 g （0.191）。而当名义利率限定为零（即 $R = 1$ ）并采用（27）式定义的非线性劳动所得税（实验 II）时，模拟结果显示： $a_0 = 0.712 > a_3 = -0.568$ ，即最优劳动所得税为累进的。究其原因在于：与高收入居民相比，低收入居民的消费水平较低进而消费的边际效用较大；故为了实现社会总福利最大化（社会福利函数为功利主义函数），Ramsey 政府的最优选择是对低收入居民少征税（乃至给予劳动补贴）以刺激其消费，而主要增加高收入居民的劳动所得税来为政府支出筹资——最高收入和最低收入居民的劳动所得税率 τ_h 和 τ_l 分别为 56.221% 和 -33.532%（负值为劳动补贴）。这一政策无疑有利于缩小居民收入差距：与政策实验 I（即劳动所得税限定为比例税）相比，此时居民收入（包括利润分成收入和工资收入）的基尼系数 $GINI$ 更小（实验 I 和 II 下的 $GINI$ 分别为 0.44 和 0.274），进而社会总福利水平更高。不过，累进的劳动所得税抑制了高收入居民（也即高技能居民）的劳动供给，故导致产出下降。最后，当 Ramsey 政府可同时选择最优的名义利率和非线性劳动所得税（实验 III）时，模拟结果显示，最优政策和宏观经济结果与政策实验 II 下的完全一样。因此，即使是考虑了居民异质性，在完全竞争市场条件下，Friedman 规则仍然成立，最优劳动所得税为累进的，故可缩小居民收入差距，提升社会总福利水平。

表 1 垄断与 Ramsey 最优政策

政策实验	变量	$\Omega=1$	$\Omega=1/1.1$	$\Omega=1/1.2$	$\Omega=1/1.38$	$\Omega=1/1.5$	$\Omega=1/1.7$	$\Omega=1/2$
实验 I: (限定劳动所得税为比例税)	$R-1$	0.000	0.128	0.509	1.798	3.122	6.252	13.594
	τ	19.100	20.813	22.094	23.336	23.445	22.570	19.336
	Y	1.609	1.470	1.350	1.173	1.080	0.959	0.834
	$GINI$	0.440	0.440	0.440	0.440	0.440	0.440	0.440
	U	-33.691	-33.867	-34.338	-35.718	-36.906	-39.181	-42.941
实验 II: (限定 $R=1$)	a_0	0.712	0.676	0.638	0.560	0.500	0.395	0.328
	a_3	-0.568	-0.381	-0.229	-0.012	0.107	0.273	0.414
	τ_h	56.221	52.626	49.452	44.410	41.321	36.510	11.538
	τ_l	-33.532	-20.741	-10.104	5.731	14.812	28.295	40.925
	τ_{mean}	19.100	21.010	22.920	26.358	28.650	32.470	38.005
	Y	1.144	1.091	1.045	0.977	0.937	0.874	0.744
	$GINI$	0.274	0.304	0.330	0.368	0.391	0.425	0.451
	U	-26.228	-28.473	-30.590	-34.116	-36.300	-39.732	-44.949
实验 III: (无限制 Ramsey 最优政策)	$R-1$	0.000	0.974	1.990	3.936	5.336	7.958	13.340
	a_0	0.712	0.671	0.628	0.542	0.477	0.360	0.179
	a_3	-0.568	-0.407	-0.281	-0.109	-0.020	0.096	0.206
	τ_h	56.221	51.867	47.854	41.121	36.770	29.493	18.631
	τ_l	-33.532	-22.984	-14.593	-2.870	3.385	11.912	20.405
	τ_{mean}	19.100	19.618	20.052	20.619	20.835	20.838	19.531
	Y	1.144	1.092	1.049	0.987	0.953	0.904	0.838
	$GINI$	0.274	0.304	0.328	0.364	0.383	0.411	0.443
	U	-26.228	-28.456	-30.521	-33.877	-35.890	-38.922	-42.939

注：政策实验 I 中 τ 为劳动所得税的比例税率。实验 II 和 III 中， τ_h 为最高收入居民的劳动所得税率， τ_l 为最低收入居民的所得税率（负值为劳动补贴）， τ_{mean} 为平均税率。 Y 为总产出， $GINI$ 为居民收入（包括利润分成收入和工资收入）分配的基尼系数。名义利率 $R-1$ 、 τ 、 τ_h 、 τ_l 和 τ_{mean} 的单位均为%，社会总福利 U 的单位为 10^{-3} 。

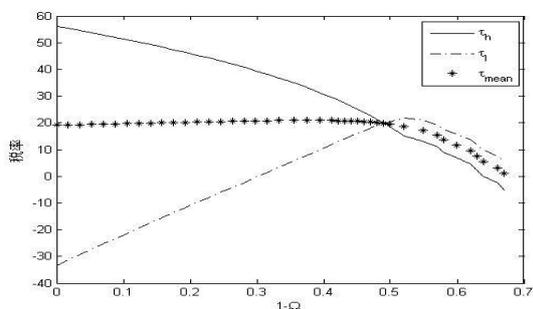
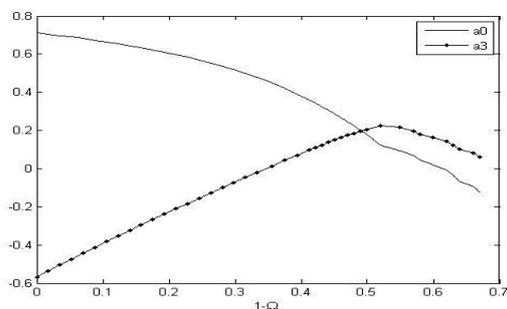
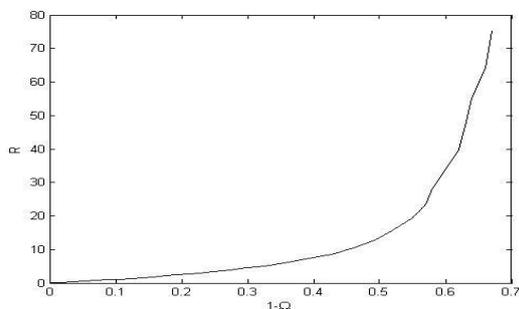
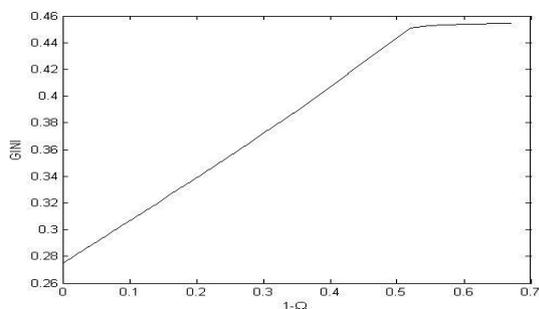
2. 垄断市场

下面，我们来考察垄断市场（ $\Omega < 1$ ）的情况，模拟结果见表 1 的后六列。与完全竞争市场不同，当劳动所得税限定为比例税（实验 I）时，最优名义利率不再为零且随着 Ω 减小（垄断增加）而增大： Ω 从 1 减小到 0.5（垄断利润比率从零增加到 50%）时， $R-1$ 从零大幅提高到 13.594%，这是因为此时 Ramsey 政府需要提高名义利率来利用通胀税矫正垄断扭曲。劳动所得税率随垄断增加而呈现出“倒 U 型”的变化态势： Ω 从 0.91（1/1.1）减小为 0.67（1/1.5）进而减小到 0.5 时， τ 从 20.813% 增加到 23.445%，然后减少为 19.336%。原因在于：垄断增加导致劳动所得税的税基减少（工资率和劳动供给下降），迫使 Ramsey 政府不得不提高税率以为政府支出筹资，这会进一步侵蚀税基；为避免这一恶性循环，当垄断增加到一定程度后，Ramsey 政府将更倾向于依靠提高名义利率，以在矫正垄断扭曲的同时获取更多通胀税收入，而降低劳动所得税率以刺激劳动供给（见（25）式）。由于比例的劳动所得税不改变居民收入分配状况，因此基尼系数始终保持不变。

当货币政策限定为 Friedman 规则但允许使用非线性劳动所得税（实验 II）时，模拟结果显示：随着 Ω 减小， $a_0 - a_3$ 不断减小（最终变为负值），即最优劳动所得税的累进性随垄断增加而减弱。

这与前文理论命题 1 保持了良好的逻辑一致性——即 Ramsey 政府通过降低劳动所得税的累进性刺激劳动供给, 矫正垄断扭曲。不过, 为了确保政府预算平衡, Ramsey 政府此时不得不提高劳动所得税的平均税率 τ_{mean} ($\Omega=0.5$ 时, τ_{mean} 近乎为财政支出比率的两倍)。在这样的政策组合下, 产出下降 (但降幅与实验 I 相比较小), 居民收入差距增大, 社会总福利水平下降。值得注意的是: 与政策实验 I 相比, 垄断程度较低 (Ω 较大) 时, 实验 II 下的社会总福利水平较高; 而当垄断程度较高时, 其明显较低 (例如, 当 $\Omega=1/1.38$ 时, 政策实验 I 和 II 下的社会总福利分别为 -35.718 和 -34.116; $\Omega=1/2$ 时, 两种政策实验下的社会总福利分别为 -42.941 和 -44.949)。这表明: 当垄断程度较低时, 利用劳动所得税政策 (降低其累进性) 矫正垄断扭曲明显要优于货币政策 (提高名义利率); 而当垄断程度较高时, 货币政策更优。

最后, 当 Ramsey 政府可同时选择最优的名义利率和非线性劳动所得税 (实验 III) 时, 与实验 II 相似, 随着 Ω 减小 (垄断增加), 劳动所得税的累进性减弱 (最终变为累退的), 致使居民收入差距增大, 而最优名义利率始终不为零且随着 Ω 减小而增加。这与理论命题 1 不同, 原因在于: 降低劳动所得税的累进性能刺激劳动供给增加从而矫正垄断扭曲, 但在异质性居民条件下也会加剧居民收入差距, 造成福利损失。因此, Ramsey 政府不会只依靠这一做法, 而会同时选择提高名义利率来矫正垄断扭曲, 以避免社会总福利水平的较大下降。²²既然垄断程度较低时, 利用劳动所得税政策矫正垄断扭曲更优 (见上文关于两种政策优劣的对比分析), 因此名义利率上升幅度较小; 而当垄断程度较高时, Ramsey 政府更倾向不再降低劳动所得税的累进性, 而转为主要依靠提高名义利率来矫正垄断扭曲 (因为此时货币政策更优), 致使名义利率持续攀升。这可从图 2 得到更清晰的认识。

(a) 最优劳动所得税政策 (τ_h 、 τ_l 和 τ_{mean})(b) a_0 和 a_3 (c) 最优货币政策 ($R-1$)(d) 基尼系数 ($GINI$)

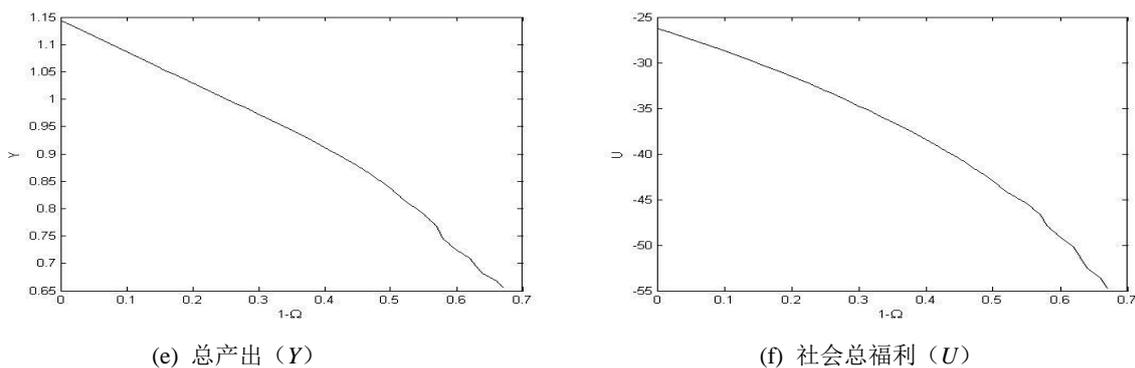


图 2 垄断对最优政策和宏观经济的影响

事实上,如图 2(a)所示:随着 $1-\Omega$ (即垄断利润规模)增加,最高收入居民的劳动所得税率 τ_h 持续下降;最低收入居民的劳动所得税率 τ_l 先是大幅增加,而后($1-\Omega>0.52$ 后)不断下降且与 τ_h 近乎平行——即劳动所得税的累进性在大幅减弱后保持在一个较稳定的水平上。图 2(b)也显示:随着 $1-\Omega$ 增加, a_0-a_3 先是不不断减小而后($1-\Omega>0.52$ 后)基本保持不变。与之形成鲜明对照的是:此时名义利率大幅攀升(见图 2(c)),即 Ramsey 政府不得不牺牲效率(利率提升)以避免收入分配的持续恶化。在这一政策组合下,随着 $1-\Omega$ 增加,基尼系数先是不断增加而后基本保持不变,产出和社会总福利水平则呈现出持续下降的态势(见图 2(e)和 2(f))。由此可见,考虑了居民异质性后,垄断使得 Ramsey 政府面临着公平与效率进而政策的权衡取舍——Friedman 规则不再成立,最优劳动所得税的累进性比完全竞争市场条件下明显要弱,且随着垄断增加而不断减弱但倾向于存在一个下限,致使居民收入差距先是不断增大而后保持在一个较稳定的水平上,但这是以名义利率持续增加进而较大的效率损失(交易成本大幅增加)为代价的。

五、垄断利润分配方式、财政支出政策与政府公平偏好的影响

为检验基准结论的稳健性并识别影响 Ramsey 最优政策权衡的潜在重要因素,本节一方面考察核心参数变化的影响,另一方面对基准模型进行拓展。具体而言,我们主要关注如下三个重要因素:

(1) 垄断利润分配方式; (2) 财政支出政策; (3) Ramsey 政府的公平偏好。

(一) 垄断利润分配方式

本文理论模型中,垄断造成的劳动供给扭曲和居民收入差距是引发 Ramsey 最优政策权衡的关键,这不仅取决于垄断程度即垄断利润规模的大小,还取决于垄断利润在居民间的分配方式。基准分析采取了较简单的做法——假定 $\alpha(i) = e(i) / [\int e(i) dF(e(i))]$,即居民的垄断利润分成比例与其劳动生产率之间的关系为图 3(a)中的 45 线,²³意味着在劳动所得税为比例税的情况下,居民的利润分成收入与工资收入的分布是一致的。为了厘清垄断利润分配方式的影响,这里,我们尝试进行两类政策实验,即考虑分配方式为线性的和非线性的。

表2 垄断利润分配方式与 Ramsey 最优政策

利润分配方式		$R-1$	a_0	a_3	τ_h	τ_l	τ_{mean}	Y	$GINI$	$GINI_\pi$	$GINI_l$	U
线性方式:												
Ω =1/1.38	0 线	0.000	0.291	0.223	28.220	22.280	26.358	1.156	0.386	0.000	0.585	-22.492
	30 线	2.494	0.504	-0.057	40.148	0.128	22.369	1.014	0.367	0.379	0.361	-31.712
	45 线 (基准设定)	3.936	0.542	-0.109	41.121	-2.870	20.619	0.987	0.364	0.440	0.327	-33.877
	60 线	4.597	0.557	-0.129	41.419	-3.979	19.908	0.975	0.362	0.465	0.314	-34.793
Ω =1/1.7	0 线	0.000	0.273	0.397	29.193	39.714	32.470	0.961	0.349	0.000	0.711	-21.543
	30 线	4.420	0.268	0.230	26.005	23.153	24.753	0.940	0.428	0.379	0.475	-34.784
	45 线 (基准设定)	7.958	0.360	0.096	29.493	11.912	20.838	0.904	0.411	0.440	0.386	-38.922
	60 线	9.800	0.397	0.048	20.545	8.244	19.210	0.889	0.406	0.465	0.355	-40.742
非线性方式:												
Ω =1/1.38	低集中度 ($\sigma=0.08$)	0.553	0.398	0.091	31.337	10.382	25.331	1.082	0.390	0.310	0.431	-28.691
	中集中度 ($\sigma=0.1$)	1.778	0.438	0.024	19.014	5.379	23.365	1.052	0.390	0.415	0.378	-31.153
	高集中度 ($\sigma=0.12$)	3.118	0.496	-0.052	-3.372	0.081	21.574	1.020	0.393	0.526	0.328	-33.688
Ω =1/1.5	低集中度 ($\sigma=0.08$)	0.281	0.250	0.315	27.030	31.488	28.068	1.073	0.434	0.310	0.521	-28.918
	中集中度 ($\sigma=0.1$)	2.000	0.325	0.178	17.634	18.191	25.052	1.036	0.421	0.415	0.426	-32.025
	高集中度 ($\sigma=0.12$)	3.931	0.413	0.058	-7.511	8.314	22.473	1.001	0.420	0.526	0.351	-35.282

注: $GINI_l$ 为居民工资收入的基尼系数, $GINI_\pi$ 为居民利润分成收入的基尼系数, 其他变量的含义和单位与表 1 相同, 其他参数取基准值。在非线形分配下, 垄断程度较高时, 经济无法达到均衡, 故考虑了 $\Omega=1/1.5$ 的情况。

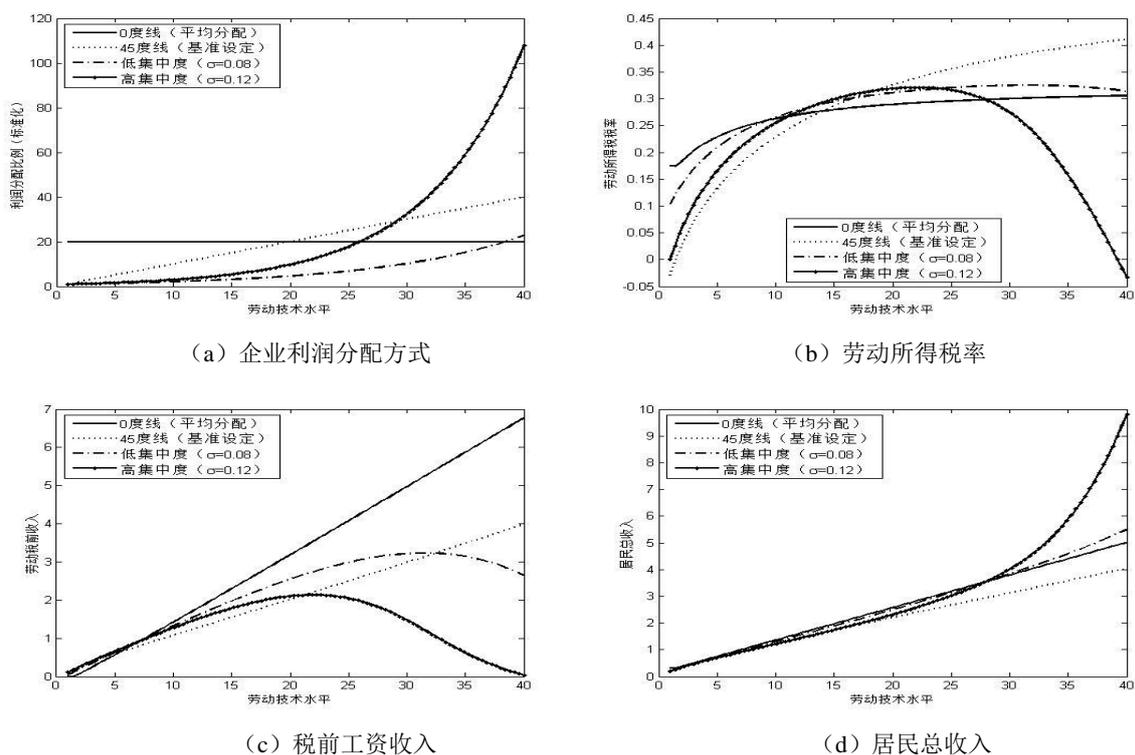


图3 垄断利润分配方式的影响

注：图3(a)中的利润分成比例进行了标准化处理即除以技术水平最低居民的利润分成比例，其他参数取基准值。

对于线性分配方式，我们尝试改变利润分配线的斜率：斜率越大，高技能居民的垄断利润分成比例越高；斜率为0意味着利润绝对平均分配，与居民劳动技能水平无关（见图3(a)）。由表2的模拟结果可知：斜率为0时，最优名义利率为零，原因在于：此时垄断利润绝对平均分配，造成的劳动供给扭曲较小，Ramsey政府完全可以只利用劳动所得税政策（降低累进性）加以矫正，而无需提高名义利率。随着斜率增加（由0增加为60°，即垄断利润更多地分配给高技能居民），最优劳动所得税的累进性和最优名义利率增加，产出和社会总福利水平下降。居民的工资收入差距缩小（ $GINI_l$ 下降），而利润分成收入差距增大（ $GINI_\pi$ 增加），故居民总收入差距（ $GINI$ ）的变化不明确，取决于利润分成收入占居民总收入的比重进而与垄断程度有关：垄断程度较低（利润分成收入比重较低）时， $GINI_l$ 的下降抵消了 $GINI_\pi$ 的增加，最终导致 $GINI$ 缩小；垄断程度较高时， $GINI$ 则呈现出“倒U型”的变化态势²⁴——斜率较高时，总收入差距之所以会缩小，是因为较高的利润分成收入导致高技能居民的劳动供给出现较大下降所致，这可从下面关于非线性分配方式的分析中得到更清晰的认识。

对于非线性分配方式，我们采取如下设定： $\alpha(i) = \exp(\sigma e(i)) / [\int \exp(\sigma e(i)) dF e(i)]$ ，参数 $\sigma > 0$ 决定了垄断利润向高技能居民分配的集中度—— σ 越大，集中度越高。显然，这类分配方式可以更好地捕捉经济现实（例如，企业高管在垄断利润分配中往往处于明显的优势地位）。特别地，本文考虑了三种情况：低集中度（ $\sigma=0.08$ ）、中集中度（ $\sigma=0.1$ ）和高集中度（ $\sigma=0.12$ ）（图3(a)给出低集中度和高集中度两种情形）。与线性分配方式相似，随着垄断利润向高技能居民分配集中度的

增加, 最优的名义利率和劳动所得税的累进性增加。不同的是: 此时劳动所得税率与居民劳动技能水平之间呈现出明显的“倒 U 型”关系 (即中等技能居民的税率较高, 低技能和高技能居民的税率较低), 且随着集中度的增加, 这一“倒 U 型”关系变得更为突出 (见图 3(b))。原因在于: 利润集中分配给高技能居民, 导致他们的劳动供给出现大幅下降进而可能出现“工资收入倒挂”现象——即高技能居民的税前工资收入反而低于中等甚至低技能居民 (虽然高技能居民的总收入水平很高), 这一“倒挂”现象随着集中度 σ 的增加而加剧 (见图 3(c)和(d))。因此, Ramsey 政府不仅需要降低低技能居民的劳动所得税率以刺激其消费, 还需要降低高技能居民 (此时亦为低工资收入者) 的劳动所得税率以刺激其增加劳动供给。在这一政策组合下, 垄断程度较高时, 随着集中度增加, 产出和社会总福利水平下降, 而居民总收入差距略有缩小 (见表 2 中 $\Omega=1/1.5$ 的情形)。这一看似奇怪的结果实则较易理解——极少数居民占有了整个社会绝大多数的收入, 而绝大多数居民的收入较低且差距较小, 致使整个社会居民收入差距的 GINI 系数相对较小, 但经济效率低下, 这是一种典型的“中产阶级缺失”的社会。

(二) 财政支出政策

除了调节居民收入分配和矫正垄断扭曲以外, Ramsey 政府还需利用劳动所得税为财政支出筹资。Heathcote 和 Tsujiyama (2016) 指出, 政府支出筹资压力对最优劳动所得税政策同样具有重要影响——筹资压力越大, 累进性越弱。为此, 本文进一步考察财政支出规模变化的影响。表 3 显示: 完全竞争市场条件下, 最优名义利率始终为零; 随着财政支出比率 g 增加, 税率 τ_h 、 τ_l (为负值) 和 τ_{mean} 均增加, 劳动所得税的累进性则有所减弱。这表明, 政府支出需求增加时, Ramsey 政府会增加高收入居民和低收入居民的劳动所得税率 (或降低其劳动补贴) 来为支出筹资, 但倾向以后者为主。其合理性在于: 为了筹措更多收入, 需要增加劳动所得税率, 但应避免劳动供给 (尤其高技能劳动供给) 进而劳动所得税基的较大减少, 而主要增加低收入居民的劳动所得税率 (或降低其劳动补贴) 能较好地确保这一点。这与 Heathcote 和 Tsujiyama (2016) 强调的逻辑机理是一致的。

财政支出规模增加带来总需求进而产出增加, 但也导致税率增加进而对产出具有抑制作用。模拟结果表明: 在上述最优政策组合下, 这两种影响大体相当, 故产出不变。劳动所得税的累进性下降幅度较小, 故基尼系数亦几乎未变。但由于税率增加抑制了居民消费, 因此社会总福利水平有所下降。相似地, 垄断市场条件下, 随着 g 增加, 最优劳动所得税的累进性有所减弱;²⁵ 且由于此时 Ramsey 政府还需矫正垄断扭曲, 故与完全竞争市场相比, 累进性下降的幅度更大, 最优名义利率也不再为零而是随着 g 增加不断增加, 因此基尼系数不断增大, 产出和社会总福利水平不断下降。

表 3 政府支出与 Ramsey 最优政策

参数	g	$R-1$	a_0	a_3	τ_h	τ_l	τ_{mean}	Y	GINI	U
$\Omega=1$	0.153	0.000	0.698	-0.642	54.167	-39.809	15.300	1.144	0.274	-25.052
	0.191	0.000	0.712	-0.568	56.221	-33.512	19.101	1.144	0.274	-26.228
	0.229	0.000	0.725	-0.495	58.276	-27.262	22.900	1.144	0.274	-27.521
$\Omega=1/1.38$	0.153	3.664	0.525	-0.196	38.158	-10.670	15.428	0.994	0.360	-31.986
	0.191	3.936	0.542	-0.109	41.121	-2.870	20.619	0.987	0.364	-33.877
	0.229	4.249	0.558	-0.022	44.091	4.904	25.805	0.978	0.368	-36.005
$\Omega=1/1.7$	0.153	7.192	0.342	0.000	25.801	3.071	14.613	0.918	0.405	-36.472
	0.191	7.958	0.360	0.096	29.493	11.912	20.838	0.904	0.411	-38.922

	0.229	8.916	0.378	0.191	33.192	20.633	27.011	0.889	0.418	-41.729
--	-------	-------	-------	-------	--------	--------	--------	-------	-------	---------

注：变量的含义和单位与表 1 相同，其他参数取基准值。

表 4 政府生产性支出与 Ramsey 最优政策

参数	$1-\rho$	g	$R-1$	a_0	a_3	τ_h	τ_l	Y	$GINI$	U
$\Omega=1/1.38$	0.10	0.153	5.0663	0.4473	-0.051	31.5886	-0.678	0.7826	0.3818	-42.381
		0.191	5.5373	0.4612	0.0335	35.0179	7.1322	0.7924	0.3873	-43.921
		0.229	6.0981	0.4757	0.1184	38.4204	14.9876	0.7979	0.3934	-45.911
	0.15	0.153	5.9042	0.3901	0.0133	27.6515	4.0082	0.6807	0.3951	-49.651
		0.191	6.5324	0.4033	0.0968	31.3468	11.8821	0.6974	0.4014	-50.807
		0.229	7.2906	0.4180	0.1811	35.0101	19.8102	0.7084	0.4084	-52.597
	0.20	0.153	6.9133	0.3152	0.0703	23.1256	8.3816	0.5815	0.4104	-59.044
		0.191	7.7749	0.3294	0.1533	27.1323	16.3168	0.6037	0.4175	-59.569
		0.229	8.8520	0.3460	0.2366	31.1037	24.2719	0.6190	0.4252	-61.009
$\Omega=1/1.7$	0.10	0.153	9.4103	0.2102	0.0981	17.6004	10.4748	0.7180	0.4281	-47.744
		0.191	10.7895	0.2317	0.1892	21.8943	19.1642	0.7190	0.4355	-49.901
		0.229	12.6438	0.2559	0.2773	26.2263	27.6156	0.7214	0.4431	-52.685
	0.15	0.153	11.0677	0.1254	0.1327	12.7877	13.2375	0.6213	0.4413	-55.664
		0.191	13.0326	0.1534	0.2197	17.5439	21.6716	0.6296	0.4484	-57.492
		0.229	15.8009	0.1859	0.3022	22.373	29.7179	0.6307	0.4555	-60.182
	0.20	0.153	13.4356	0.0285	0.1524	7.5797	14.8121	0.5258	0.4545	-65.970
		0.191	16.0571	0.0743	0.2329	13.7143	22.7481	0.5370	0.4586	-67.244
		0.229	20.6532	0.1489	0.2915	20.1430	28.6596	0.5427	0.4557	-69.721

注： g 为生产性支出占产出的比值， $1-\rho$ 为生产性支出的产出弹性，其他变量的含义和单位与表 1 相同，其他参数取基准值。

需要注意的是：为更好地识别劳动所得税的直接影响，我们在基准模型中假定财政支出不直接影响企业生产和居民效用，这与现实存在一定偏差。为此，我们对基准模型进行拓展，分别将财政支出引入企业生产函数和居民效用函数中来考察生产性支出（公共投资等）和消费性支出（社会保障和环境保护支出等）的影响。²⁶表 4 给出生产性支出的影响结果。此时，中间厂商的生产函数变为： $Y_i(i) = h_i(i)^\rho G_i^{1-\rho}$ （ $0 < 1-\rho < 1$ 为生产性支出的产出弹性）。相应地，企业超额利润增加为 $(1-\rho\Omega)Y$ ，即考虑了政府支出的生产性后，除垄断利润外，企业还可从免费的生产性公共服务中获取额外一部分超额利润（贾俊雪和郭庆旺，2010）。当 $1-\rho$ 保持不变时，随着生产性支出比率（ $g = G/Y$ ）增加，最优名义利率增加，最优劳动所得税的累进性减弱。因此，基尼系数增加，社会总福利水平下降，这与表 3 的结果相符。不同的是：此时，由于政府支出具有生产性，故产出随着 g 增加而增加。而 g 一定时，随着生产性支出产出弹性 $1-\rho$ 增加，企业超额利润规模增加，故 Ramsey 政府需要采取更大力度的货币政策（名义利率增加）和劳动所得税政策（累进性减弱）来矫正超额利润带来的扭曲。在这样的政策组合下，基尼系数增加，社会总福利水平下降。

表 5 给出消费性支出的影响结果。此时，居民效用函数变为： $u_i(i) = [C_i(i)(1-l_i(i))^\theta]^{1-\xi} / (1-\xi)$ 。 $C_i(i) = c_i(i) + \alpha_c G_i$ 为居民有效消费，取决于居民私人消费 $c_i(i)$ 和政府消费性支出 G_i 。 α_c 刻画了私人消费和政府消费性支出的互补性： $\alpha_c < 0$ 时，二者为互补的； $\alpha_c > 0$ 时，二者为替代的。王国静

和田国强（2014）通过贝叶斯估计得到我国的 α_c 在 $(-0.43, -0.36)$ 之间，故本文将 α_c 设为 -0.4 。完全竞争市场条件下，与表 3 的结果相似，随着消费性支出比率 ($g = G/Y$) 增加， τ_h 、 τ_l (为负值) 和 τ_{mean} 均增加，劳动所得税的累进性则略有减弱。与之不同，垄断市场条件下，随着 g 增加，最优名义利率增加，最优劳动所得税的累进性略有增加。原因在于：政府消费性支出增加会刺激私人消费增加（二者为互补的）进而促使居民增加劳动供给，这可在一定程度上缓解 Ramsey 政府利用劳动所得税（降低累进性）矫正垄断扭曲的压力。无论是完全竞争还是垄断市场条件下，消费性支出规模增加均可缩小居民收入差距，但会导致产出和社会总福利水平下降。

表 5 政府消费性支出与 Ramsey 最优政策

参数	g	$R-1$	a_0	a_3	τ_h	τ_l	τ_{mean}	Y	$GINI$	U
$\Omega=1$	0.153	0.000	0.753	-0.675	57.376	-41.699	15.300	1.092	0.256	-28.522
	0.191	0.000	0.782	-0.608	60.211	-35.714	19.103	1.074	0.250	-31.194
	0.229	0.000	0.812	-0.541	63.000	-29.670	22.901	1.053	0.242	-34.421
$\Omega=1/1.38$	0.153	3.809	0.670	-0.281	44.061	-16.214	15.255	0.910	0.329	-38.146
	0.191	4.135	0.736	-0.216	48.146	-9.747	20.400	0.868	0.320	-43.071
	0.229	4.514	0.818	-0.152	51.592	-3.245	25.537	0.814	0.309	-49.415
$\Omega=1/1.7$	0.153	7.751	0.594	-0.141	35.792	-7.193	14.038	0.814	0.363	-45.123
	0.191	8.762	0.708	-0.084	41.311	-0.983	20.100	0.757	0.351	-52.230
	0.229	10.066	0.860	-0.032	45.562	5.137	26.086	0.684	0.336	-61.807

注： g 为消费性支出占产出的比值，其他变量的含义和单位与表 1 相同，其他参数取基准值。

综上所述，财政支出尤其生产性支出扩张加剧了 Ramsey 政府利用货币政策和劳动所得税政策矫正垄断扭曲的复杂性，不利于缩小居民收入差距，消费性支出增加则有利于缩小居民收入差距但导致产出和社会总福利水平下降。因此，劳动所得税和货币政策的最优设计不应忽略财政支出政策的影响，而应在一个整体框架内加以综合考虑。不过，引入政府生产性支出和消费性支出均未改变本文的基准结论。

（三）Ramsey 政府公平偏好

基准分析使用的是功利主义社会福利函数，即假定 Ramsey 政府同等对待所有居民。然而，现实中，政府在不同时期对公平的关注力度往往有所不同：发展初期，为了提升经济效率、促进经济增长，政府通常会更关注高收入（也即高技能）居民的效用；而当收入分配持续恶化时，政府则会转而更关注低收入居民的效用，致力于缩小收入分配差距，这也符合中国发展实践。因此，我们尝试改变效用权重参数 ω （分别取 -0.1 、 0 和 0.1 ）来考察 Ramsey 政府公平偏好的影响。

表 6 政府公平偏好与 Ramsey 最优政策

参数	ω	$R-1$	a_0	a_3	τ_h	τ_l	Y	$GINI$	U
$\Omega=1$	-0.100	0.000	0.590	-0.456	48.016	-26.298	1.259	0.317	-26.616
	0.000	0.000	0.712	-0.568	56.221	-33.532	1.144	0.274	-26.228
	0.100	0.000	0.747	-0.591	58.332	-34.827	1.110	0.262	-26.263
$\Omega=1/1.38$	-0.100	2.912	0.428	0.003	35.176	5.442	1.056	0.392	-34.120
	0.000	3.936	0.542	-0.109	41.121	-2.870	0.987	0.364	-33.877

	0.100	4.398	0.584	-0.146	43.000	-5.555	0.961	0.353	-33.910
$\Omega = 1/1.7$	-0.100	6.446	0.245	0.207	23.618	20.969	0.951	0.436	-39.113
	0.000	7.958	0.360	0.096	29.493	11.912	0.904	0.411	-38.922
	0.100	8.719	0.405	0.055	31.558	8.620	0.885	0.402	-38.952

注：各变量的含义和单位与表 1 相同，其他参数取基准值。

表 6 的结果表明：Ramsey 政府更关注公平后，会更倾向利用货币政策矫正垄断扭曲以便增加劳动所得税的累进性来缩小居民收入差距，体现在：垄断市场条件下，随着 ω 增加（即更关注低收入居民效用），最优名义利率增加，最优劳动所得税的累进性增强。基尼系数不断减小，但产出亦不断下降，体现出公平与效率的权衡取舍。正因如此，社会总福利水平呈现出先增后降的变化态势。不过， ω 的变化并没有改变本文的基本结论——随着垄断增加，最优名义利率增加，最优劳动所得税的累进性减弱，居民收入差距增大。

六、结论及政策建议

20 世纪 90 年代中期以来，我国垄断（尤其行政垄断）不断加剧，不仅造成较大的效率损失也恶化了收入分配差距，对劳动所得税和货币政策的最优设计亦产生了重要影响。本文首先构建一个代表性居民模型，给出解析解，从效率视角清晰揭示垄断对最优劳动所得税和货币政策的影响机理；进而将其拓展为异质性居民模型，利用数值模拟考察了垄断引致的公平与效率的权衡及其对最优的劳动所得税和货币政策以及宏观经济（产出、居民收入差距和社会总福利）的影响。

研究表明，单纯就效率视角来看，Ramsey 政府的最优政策选择是利用累退的劳动所得税矫正垄断扭曲，而使名义利率为零（即遵循 Friedman 规则）。考虑居民异质性和收入分配后，在完全竞争市场条件下，Friedman 规则仍然成立且最优劳动所得税为累进的，故可提升经济效率、促进分配公平；而在垄断市场条件下，最优劳动所得税的累进性较弱且随着垄断加剧而不断减弱但倾向于存在一个下限，致使居民收入差距先是不断增大而后较为稳定，但这是以名义利率持续增加进而效率的较大损失为代价的。拓展分析还表明：随着垄断利润向高技能居民分配集中度的增加，最优劳动所得税的累进性和最优名义利率增加，产出和社会总福利水平下降；居民收入差距的变化不明确，取决于利润分成收入占居民总收入的比重进而与垄断程度有关——垄断程度较低时，居民收入差距缩小，垄断程度较高时则呈现出“倒 U 型”的变化态势，这主要是因为较高的垄断利润分成收入导致高技能居民劳动供给出现较大下降所致。政府支出筹资压力增加将导致最优劳动所得税的累进性减弱、最优名义利率增加，致使居民收入差距增大、产出和社会总福利水平下降。生产性支出扩张加剧了 Ramsey 政府利用货币政策和劳动所得税政策矫正垄断扭曲的复杂性，不利于缩小居民收入差距；消费性支出规模增加则可缩小居民收入差距，但会导致产出进而社会总福利水平下降。Ramsey 政府更关注公平后，会更倾向利用货币政策矫正垄断扭曲，而增加劳动所得税的累进性以缩小居民收入差距，致使名义利率增加（效率损失增加）而基尼系数下降。

上述结论有利于更好地认识和理解我国 20 世纪 90 年代中期以来垄断加剧对公平与效率的权衡取舍以及劳动所得税和货币政策最优设计的影响，对于如何促进公平与效率并重、共享发展亦具有重要启示。改革开放以来，我国市场经济得到了长足发展，但始终没有很好地解决垄断问题——20 世纪 90 年代中期以来，甚至出现垄断（尤其行政垄断）持续加剧的不良倾向。无疑，垄断是一个

复杂问题，特别是在中国经济转型的背景下，因其涉及国有企业改革、行政规制和寻租腐败等问题而尤显复杂。也正因如此，很长一段时期内，我国政府都未能很好地采取有效措施切实解决这一问题，而倾向于更多地借助财政货币政策（名义利率保持在低位、削弱劳动所得税的累进性）促进经济效率，导致我国居民收入差距持续增大。近年来，为遏制收入分配持续恶化的势头、更好地实现社会公平，我国政府推行了一系列改革以增强劳动所得税的累进性，亦加大了社会保障等民生性支出力度，使得基尼系数有所下降；但也导致名义利率增加，不利于经济效率的提升。事实上，就本文研究来看，单纯依靠这些政策很难真正实现公平与效率的并重；消除垄断（尤其行政垄断）、破除市场壁垒、营造更具竞争性的市场环境才是根本解决之道。这可为我国政府更积极地运用累进的劳动所得税缩小居民收入差距，同时利用低利率政策提升经济效率以实现公平与效率并重、促进共享发展奠定良好的市场基础。

注释

^① 改革开放以来，我国在不同时期对公平与效率的侧重有所不同：21世纪以前，主要遵循的是“效率优先、兼顾公平”原则；此后逐渐更加注重公平，中共十八大进一步提出公平与效率并重的原则（魏众和王琼，2016）。

^② 个人所得税是政府调节收入分配的主要政策工具之一。目前，我国个人所得税对居民劳动所得（即工资薪金所得）采取的是累进税制，对其他所得实行的是比例税率，工资薪金所得税占个人所得税收入的比重接近70%。本文分析重点在于前者，故统一使用“劳动所得税”这一术语。

^③ 垄断包括经济垄断和行政垄断：前者是指企业凭借规模经济和技术优势等获取市场垄断地位，后者主要是行政管制带来的垄断，而行政垄断在我国更加突出（刘小玄和张蕊，2014；杨继生和阳建辉，2015）。本文对这两类垄断不作细分。

^④ 白重恩和钱震杰（2009）指出，20世纪90年代中期以来，我国居民收入差距增大的主要原因是劳动收入份额下降，垄断增加对工业部门劳动收入份额下降的贡献度接近30%（国有企业改制的贡献度为60%左右）。陈宇峰等（2013）也得到类似结论。还有一些研究指出，行业垄断（主要为行政垄断所致）是导致我国行业间工资收入差距扩大的主要原因（岳希明等，2010；叶林祥等，2011）。

^⑤ 最直接有效的方法是对企业的垄断利润征收100%的利润税，但这一政策缺乏现实操作的可行性。

^⑥ 图1中的名义利率为月度7天银行间拆借利率，数据来自中经网，全国居民收入基尼系数的数据来自国家统计局。目前，国家统计局只公布了2003年以来的全国居民收入基尼系数。关于基尼系数的大小，学术界还有一些争论，但普遍认同其在2003年以前也是不断增加。陈斌开和林毅夫（2012）也注意到类似现象，即1992—2008年间，居民收入占国民收入的比重与1年期存款实际利率同步下降；既然居民收入比重下降是居民收入差距增大的主要原因，意味着这一时期的基尼系数与利率为反向变动关系。不过，他们将此归因于：金融抑制形成一种居民补贴企业、穷人补贴富人的机制，而忽略了垄断加剧这一典型事实及其影响。本文研究可视为他们的一个有益补充，有助于在一个统一的框架内更全面地认识基尼系数与利率的反向变动关系以及垄断加剧这些典型事实之间的内在逻辑关联。

^⑦ 一些研究表明，20世纪90年代中后期以来，我国劳动所得税的累进性不断减弱，近10年间则有所增强（徐建炜等，2013；岳希明等，2014）。这主要归因于：2006年以来，我国对个人所得税（尤其工资薪金所得税）制进行了一系列改革以提升累进性——2006年将免征额从800元提高到1600元，2008年提高到2000元，2011年进一步提高到3500元，并将税率累进结构由9级减少为7级（降低了中低档税率，扩大了低档和最高档税率的适用范围）。

^⑧ Friedman（1969）认为，最优货币政策应使名义利率为零，后人称之为Friedman规则。一个直观解释是：货币的机会成本近乎为零，故最优的货币收益（即名义利率）也应为零。另一种解释是：货币为中间商品，故依据对中间商品不征税的最优税收原则（Diamond and Mirrlees, 1971），对货币不应征税，即名义利率为零。

⁹ 关于这两类文献较详细的介绍, 请参见 Gahvari 和 Micheletto (2014)。

¹⁰ Heathcote 和 Tsujiyama (2016) 详细介绍了最优税收理论研究的 Mirrlees 方法和 Ramsey 方法。

¹¹ 居民获取的企业利润收入可视为股息收入。目前, 我国对股息收入征收的是比例税(税率为 20%)。为了更好地识别劳动所得税的直接影响, 我们没有考虑股息收入税或企业所得税。引入这两种税(只要税率不是 100%) 不会改变本文的主要结论。

¹² 为了与已有研究保持良好的可比性, 也为了更好地识别劳动所得税的直接影响, 遵循此类文献的普遍做法, 本文没有考虑资本 (Schmitt-Grohe and Uribe, 2004; Da Costa and Werning, 2008; Heathcote and Tsujiyama, 2016)。

¹³ 居民为同质的, 故不存在相互借贷, 因此均衡时居民持有的名义资产就是政府债券。

¹⁴ 限于篇幅, 略去由竞争性均衡条件给出 Ramsey 均衡条件的详细证明。如有需要, 可向作者索要。

(13) 式与操作性约束方程的标准形式不尽相同——包含了边际税率 τ'_i , 这是因为我们没有给出劳动所得税率 τ_i 的具体函数形式。若采用下文 (27) 式定义的税率 τ_i , 可得 $\tau' = (a_0 - a_3)[(\Omega Y)^{a_1} + 1]^{-1/a_1 - 1}(\Omega Y)^{a_1 - 1}$, 则 (13) 式与标准形式一样(只包含实际变量和结构性参数)。此时, a_0 和 a_3 为政策变量 (a_1 由效用函数参数确定, 详见下文介绍)。可以证明: 最优时有 $a_0 < a_3$, 即劳动所得税为累退的。

¹⁵ 这里只关心最优劳动所得税政策和货币政策, 因此略去关于 h_i 和 c_i 的一阶最优条件。

¹⁶ 均衡实际工资率 $w = (1 + \eta)/\eta$, 由此可知: 垄断增加 ($\eta/(1 + \eta)$ 增大), 实际工资率进而劳动供给下降。

¹⁷ Heathcote 和 Tsujiyama (2016) 利用代表性居民模型也发现最优劳动所得税为累退的, 并给出类似解释。但他们没考虑垄断造成的劳动供给扭曲而是引入外生的劳动冲击, 且使用的是实际经济模型因而忽略了货币政策的影响。

¹⁸ 为简化起见, 假定异质性居民之间不存在借贷, 因此居民拥有的名义资产就是政府债券。

¹⁹ 这一设定意味着, 经济均衡时, 居民拥有的实际货币余额 $m(i)$ 和实际政府债券 $b(i)$ 满足: $m(i)/R + b(i) = 0$ 。由于均衡时居民的消费-货币比率相同但消费不同, 故拥有的实际货币余额和实际政府债券不同。

²⁰ 数值模拟时需要进行离散化处理, 且不能使用整个对数正态分布区间 (e 取最小值的概率不为零), 故本文采用的是对数正态分布 1%—99% 的概率区间。采取不同的右偏分布不会明显改变本文的主要结论。

²¹ 我们利用 ADF 检验对 v_t^2 和 v_t 进行平稳性检验, 检验结果表明二者在 5% 的置信水平上为平稳序列。本文利用工具变量法进行回归(滞后 1-3 期的因变量作为工具变量), 回归结果为: $v_t^2 = 0.343 + 4.917*(1 - 1/R)$, 常数项和回归系数的 t 统计量分别为 31.17 和 -28.09, R^2 为 0.78。

²² 正因如此, 与政策实验 II 相比, 此时的 τ_h 、 τ_l 和 τ_{mean} 较小, $a_0 - a_3$ 较大(即劳动所得税的累进性较强)。而且, 实验 III 下的社会总福利水平始终高于政策实验 I 和 II 下的社会总福利水平。

²³ 为了清晰地反映居民利润分成比例的差异, 图 3(a) 中的利润分成比例进行了标准化处理, 即除以最低技能居民的利润分成比例。

²⁴ 斜率由 0 增加为 60 时: $\Omega = 1/1.38$ 时, $GINI_t$ 从 0.585 下降为 0.314, $GINI_\pi$ 从零增加为 0.465, $GINI$ 从 0.386 减小为 0.362; $\Omega = 1/1.7$ 时, $GINI_t$ 从 0.711 减小为 0.355, $GINI_\pi$ 从零增加为 0.465, $GINI$ 从 0.349 增加为 0.428 然后减小为 0.406。

²⁵ 这一结论有助于更好地认识和理解 20 世纪 90 年代中后期至 2005 年间我国个人所得税累进性不断减弱的事实。1998 年实施积极财政政策以来, 我国财政支出规模呈现出持续增加的态势(从 1998 年的 12.67% 增加到 2005 年的 18.11%), 这带来较大的筹资压力(个人所得税收入与 GDP 的比值从 1999 年 0.49% 增加到 2005 年的 1.12%), 因而削弱了个人所得税的累进性。

²⁶ 为了识别这两类支出的直接影响, 我们没有将它们同时引入模型。这样的理论拓展也是基于对中国经济的现实考量: 20 世纪 90 年代中期以来, 大规模基础设施投资成为中国经济快速增长的一个重要推动力, 而当前及今后较长时期内我国都将面临民生方面的巨大支出压力。

参考文献

- (1) 白重恩、钱震杰：《国民收入的要素分配：统计数据背后的故事》，《经济研究》，2009 年第 3 期。
- (2) 陈斌开、林毅夫：《金融抑制、产业结构与收入分配》，《世界经济》，2012 年第 1 期。
- (3) 陈国进、晁江锋、武晓利、赵向琴：《罕见灾难风险和中国宏观经济波动》，《经济研究》，2014 年第 8 期。
- (4) 陈宇峰、贵斌武、陈启清：《技术偏向与中国劳动收入份额再考察》，《经济研究》，2013 年第 6 期。
- (5) 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华：《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》，《经济研究》，2015 年第 5 期。
- (6) 高凤勤、许可：《效率还是公平：新一轮个人所得税制改革思考》，《税务研究》，2015 年第 3 期。
- (7) 贾俊雪、郭庆旺：《市场权力，财政支出结构与最优财政货币政策》，《经济研究》，2010 年第 4 期。
- (8) 金戈：《经济增长中的最优税收与公共支出结构》，《经济研究》，2010 年第 11 期。
- (9) 林细细、龚六堂：《中国债务的福利损失分析》，《经济研究》，2007 年第 1 期。
- (10) 刘瑞明、石磊：《上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质》，《经济研究》，2011 年第 12 期。
- (11) 刘小玄、张蕊：《可竞争市场上的进入壁垒——非经济垄断的理论和实证分析》，《中国工业经济》，2014 年第 4 期。
- (12) 王国静、田国强：《政府支出乘数》，《经济研究》，2014 年第 9 期。
- (13) 魏众、王琼：《按劳分配原则中国化的探索历程——经济思想史视角的分析》，《经济研究》，2016 年第 11 期。
- (14) 徐建炜、马光荣、李实：《个人所得税改善中国收入分配了吗——基于对 1997-2011 年微观数据的动态评估》，《中国社会科学》，2013 年第 6 期。
- (15) 杨继生、阳建辉：《行政垄断、政治庇佑与国有企业的超额成本》，《经济研究》，2015 年第 4 期。
- (16) 叶林祥、李实、罗楚亮：《行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究》，《管理世界》，2011 年第 4 期。
- (17) 岳希明、李实、史泰丽：《垄断行业高收入探讨》，《中国社会科学》，2010 年第 3 期。
- (18) 岳希明、张斌、徐静：《中国税制的收入分配效应测度》，《中国社会科学》，2014 年第 6 期。
- (19) Blanchard, O. J., 1997, "The Medium Run", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, 89-158.
- (20) Chari, V. V., Christiano, L. J., & Kehoe, P. J., 1996, "Optimality of the Friedman Rule in Economies with Distorting Taxes", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 37, 203-223.
- (21) Collard, F., & Dellas, H., 2005, "Tax Distortions and the Case for Price Stability", *Journal of*

Monetary Economics, Vol. 52, 249–273.

(22) Da Costa, C. E., & Werning, I., 2008, “On the Optimality of Friedman Rule with Heterogeneous Agents and Nonlinear Income Taxation”, *Journal of Political Economy*, Vol.116, 82–112.

(23) Diamond, P. A., 1998, “Optimal Income Taxation: An Example with a U-Shaped Pattern of Optimal Marginal Tax Rates”, *American Economic Review*, Vol. 88, 83–95.

(24) Diamond, P.A., & Mirrlees, J.A., 1971, “Optimal Taxation and Public Production”, *American Economic Review*, Vol. 61, 8–27.

(25) Friedman, M., 1969, “The Optimum Quantity of Money”, In: Friedman, M. (Ed.), *The Optimum Quantity of Money and other Essays*, Aldine, Chicago, 1–50.

(26) Gahvari, F., & Micheletto, L., 2014, “The Friedman Rule in an Overlapping-Generations Model with Nonlinear Taxation and Income Misreporting”, *Journal of Public Economics*, Vol. 119, 10–23.

(27) Heathcote, J., & Tsujiyama, H., 2016, “Optimal Income Taxation: Mirrlees Meets Ramsey”, CEPR working paper.

(28) Kahn, A., King, R. G., & Wolman, A. L. 2003, “Optimal Monetary Policy”, *Review of Economic Studies*, Vol.70, 825–860.

(29) Mirrlees, J. A., 1971, “An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation”, *Review of Economic Studies*, Vol.38, 175–208.

(30) Saez, E., & S. Stantcheva, 2016, “Generalized Social Welfare Weights for Optimal Tax Theory”, *American Economic Review*, Vol.106, 24–45.

(31) Schmitt-Grohe, S., & Uribe, M. 2004, “Optimal Fiscal and Monetary Policy under Imperfect Competition”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 26, 183–209.

减税的经济增长效应研究

李戎

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

张凯强

(中国社会科学院财经战略研究院)

吕冰洋*

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

摘要: 供给学派和凯恩斯学派都给出降低税收将促进经济发展的解释, 而在各个国家的减税政策也在一定程度上提高了经济增长率。本文立足于我国的县级地区数据, 对税率与经济增长的关系进行探讨, 借鉴 Lee and Gordon (2005) 构建工具变量来处理变量间内生性的问题, 实证结果表明分别降低县级地区的企业所得税和增值税实际有效税率 1%, 该地区的经济增长率将分别提高 0.24% 和 0.45%。在进一步分析中, 实证结果显示县级地区企业税率降低将提高企业投资水平而进一步扩大产出, 同时也减少了县级地区的财政收入, 但是地方政府依然面临严峻的财政压力。这一结论为我国税制结构的调整和完善提供参考和建议。

关键词: 减税; 地区税率; 经济增长

一 引言及相关文献

上世纪 80 年代到 90 年代, “降低税率、扩大税基”的税制改革逐步从美国等发达国家扩大到发展中国家。美国在 21 世纪初推出了减税方案来刺激消费和增加就业, 其在不同时期的减税政策都在一定程度上带动了经济发展。中国于 2008 年开始实行结构性减税政策, 其中, 仅在 2016 年, 中央政府就实行了一系列的减税、降费的措施, 包括阶段性降低社会保险费率、下调银行卡刷卡手续费、取消普通化妆品的消费税等。那么, 税收减少和税率降低将在多大程度上带动地区的经济增长? 对于不同的税种, 降低税率的经济增长效应是否有显著差异? 减税对财政压力是否产生较大影响? 对于这些问题的科学回答, 是为制定最优减税降费政策以推动经济增长的关键。本文着眼于税收的变化与地区经济增长之间的关系, 从实证角度出发, 分析如下三个问题: 第一, 对减税的经济增长效应进行定量分析; 第二, 在减税的工具选择上, 比较降低增值税与降低企业所得税带来的经济增长效应的差异; 第三, 分析减税给地方政府带来的财政压力的大小。进而对我国的税收政策的变化和调整提供分析和建议。

减少税收促进经济增长和经济发展是众多经济学派的共识, 例如站在边际税率角度的供给学派、基于凯恩斯主义有效需求理论的凯恩斯主义学派, 以及在新古典增长模型、内生经济增长模型中探讨, 减少税收都一定程度上在长期或者短期促进了经济发展 (Chamley, 1981; Summers, 1981; Lucas, 1990; Rebelo, 1991; 龚六堂、邹恒甫, 2002)。但是也有理论研究表明, 税收的减少或税率的降低将导致利率增加, 降低消费者信心, 进而一定程度上降低产出 (Friedman, 1968; Aiyagari

et al., 1992)。

相比理论分析税收对产出或者经济增长的不确定性,对两者之间经验分析的技术处理也面临着较大的挑战。首先,考察二者之间的关系面临遗漏变量的问题。税收政策的调节通常伴随着政府政策的目标,而不同税收政策的目标将不同程度影响其他宏观经济变量,如财政支出、债券、利率等,上述变量也将对产出的变化产生影响,因而税收与经济增长之间的关系在实证分析时容易存在遗漏变量问题,导致分析结果的偏误。其次,存在反向因果关系。如果一个地区具有较高的产出和经济增长,在一定的财政收入目标下可能降低税率。因而,税收与地区经济增长之间的内生性,对准确地衡量二者之间的作用程度提出了挑战。

在实证分析中,国内外文献主要基于时间序列、截面或者面板数据进行分析,并认为减税的增长效应显著,但也有学者得到不同的结论。基于数据不同,分析方法主要分为两类:采用以时间序列数据为基础的向量自回归模型(VAR、SVAR等)(马拴友,2001;刘溶沧、马拴友,2002;Blanchard and Perotti, 2002; Romer and Romer, 2010)和采用截面或者面板数据进行研究(Mendoza et al., 1997; Kneller et al., 1999; Lee and Gordon, 2005; Best et al., 2015; Adkisson and Mohammed, 2014; 马拴友、于红霞,2003;李绍荣、耿莹,2005;李涛等,2011;张胜民,2013)。虽然所得结论主要为减税或者降低税率将刺激和促进经济增长,但是有些学者也得到了不同的结论,如Mendoza et al. (1997)认为税率对经济的影响不显著。

在减税的增长效应文献中,结论为降低有效税率1%将提高经济增长率的区间为:从不足0.1%到1.2%之间。国外文献方面,Mendoza et al. (1997)直接采用普通最小二乘(OLS)方法基于OECD国家的数据分析消费税、劳动税、资本税的有效税率变化对经济增长的影响,其结论并不一致。Kneller et al. (1999)同样采用OECD国家数据用固定效应(FE)和随机效应(RE)方法进行分析,而Adkisson和Mohammed (2014)采用美国各州的数据说明销售税和个人所得税的收入降低将提高经济增长率。马拴友(2001)、刘溶沧和马拴友(2002)分别使用时间序列数据和面板数据考察我国的税率与经济增长之间的关系,认为消费、劳动、资本有效税率提高10%,可导致人均实际GDP的增长率降低0.31%、0.26%、0.12%;在以全国数据为样本分析的基础上,马拴友和于红霞(2003)使用省级数据得出边际税率提高1%,可导致人均经济增长率下降0.23%;李绍荣和耿莹(2005)同样采用OLS方法分析得到资源税、所得税和商品税的增加将扩大生产规模;李涛等(2011)利用空间面板数据分析税收竞争角度下税率与经济增长之间的关系;张胜民(2013)采用FE和RE方法考察了不同税收的变化在东、中和西部地区带来的经济增长率的差异。

在减税的增长效应分析中,国外文献着重处理了变量间的内生性问题。Lee and Gordon (2005)采用工具变量方法(IV)通过跨国数据表明降低企业所得税税率10%将促进经济增长率提高1-2%;Branson and Lovell (2001)同样采用该方法探讨了新西兰的税制结构对经济增长的影响;Canavire-Bacarreza et al. (2013)基于19个拉丁美洲国家的数据采用系统GMM方法,认为提高企业所得税将一定程度促进经济增长;Best et al. (2015)使用拟自然实验的Bunching方法考察巴基斯坦税收政策的变化对税收收入和产出效率的影响。而在国内经验分析文献中,对于面板数据多采用普通最小二乘法(OLS)或者固定效应(FE)模型估计,均不能很好地处理内生性问题,而税收政策、税率结构与经济增长存在双向因果、遗漏变量等内生性问题。对内生性问题的忽视,可能的原因是将税率与经济产出之间的关系简单化,进而缺乏对该问题进一步深入思考,或者是由于二者的内生性问题难以处理等因素。

故本文借鉴Lee and Gordon (2005)采用工具变量方法(IV),考察我国税率结构变化对地区经济增长的影响。本文的贡献主要在三方面:首先,基于县级面板数据和中国工业企业数据库,对我

国县级地区的企业所得税和增值税实际有效税率进行测算，考察我国微观企业的市场行为。其次，在此基础上利用工具变量分析来处理内生性问题，进而对县级地区的微观税率和地区经济增长之间的影响机制进行刻画和核算，得到结论为：分别降低所得税税率和增值税实际有效税率1%，则该地区的经济增长率将分别提高0.24%和0.45%。可以发现，我们使用县级样本，相比省级样本则结论更有说服力，实证结果更稳健；考虑内生性问题的实证结论，即减税的增长效应结果大于刘溶沧和马拴友（2002）、马拴友和于红霞（2003）分别基于全国和省级数据的分析结果；结论显示，降低企业增值税税率的增长效应较企业所得税更为显著。最后，在进一步分析中，实证结果显示县级地区企业税率降低将提高企业投资水平进一步扩大产出，此时一定程度上减轻了县级地区的财政收入，但是依然面临严峻的财政压力。因而，减少税收将释放地方经济活力，带动地区的经济发展，进而为我国的税制结构和政策调整提供参考。

论文余下部分的结构安排如下：第二部分是计量模型和数据说明；第三部分为税率结构的事实分析；第四部分为实证结果；最后为结论部分。

二 计量模型与数据说明

本文采取的实证检验策略是，以县级地区的企业所得税税率和增值税税率作为核心解释变量，以该地区的经济增长率作为被解释变量，通过IV方法考察二者的作用机制。

（一）计量模型

为了实证检验上述理论假说，我们建立面板数据计量模型，基准计量方程如下：

$$Y_{ct} = a_0 + a_1 cit_{ct} + a_2 vat_{ct} + \sum_{j=1}^n c_j \cdot X_{ct} + u_p + v_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

首先，在模型中被解释变量 Y 为经济增长率 GR_{ct} ，即县级地区 c 在时间 t 年份的实际GDP的增长率，相比地区GDP，或者人均GDP表征的地区的绝对产出，用相对量来衡量地区的经济发展水平更具有可比性，同时将人均实际GDP的对数（ $\ln gdp_{ct}$ ）表征的地区一定的经济发展水平作为控制变量加入实证模型（Lee and Gordon, 2005）。此外，在实证的拓展分析中，将进一步考察降低县级地区的税率水平直接导致的财政收入的减少程度，及其对县级地区投资水平即县级地区的固定资产投资净值的影响，即考察模型（1）中的被解释变量 Y 依次变为县级地区的一般公共预算收入（ $\ln income$ ）和支出（ $\ln expend$ ），以及县级地区企业固定资产投资净值加总（ $\ln nfasset$ ）。

其次，使用县级地区实际有效企业所得税率和增值税率来作为解释变量， cit_{ct} 和 vat_{ct} 分别表示地区 c 在时间 t 年份的总体的实际有效所得税率和实际有效增值税率。某一地区的企业所得税实际有效税率等于该地区企业的应缴所得税总额与该地区企业的报告利润总额的比例²⁶（王小龙、方金金，2015；陈晓光，2016）；某一地区企业的增值税实际有效税率等于该地区企业的应缴增值税总额与该地区企业的工业增加值总额之比（陈晓光，2016；吕冰洋等，2016）。其中，在加总过程中，考虑到企业的资产、规模对地区经济和地区税率的影响不同，采取两种方式加总：以企业资产权重加总和直接加总。权重加总得到的某一地区的企业实际有效税率记为该地区所得税的权重税率和增值税的权重税率（后文同）；直接加总得到的某一地区的企业实际有效税率记为地区所得税的平均税率和增值税的平均税率（后文同）。在实证估计中，以地区权重税率为基准模型的核心解释变量，将地区的平均税率的回归结果作为稳健性分析。

考虑到降低地区税率将促进商品供给，增加消费者需求，进一步促进地区的经济增长；反过来，

一个地区具有较高的经济增长，在税基不断扩大的基础上，该地区将降低税率，进一步释放经济活力和优化资源配置，再次扩大经济产出，即凯恩斯的“乘数效应”。故核心变量税率与地区经济增长率之间存在内生性问题，采用IV方法进行分析，其中工具变量采用某一地区临近地区的权重税率，通过反距离矩阵(inverse distance matrix)作为权重核算加总得到，记为临近地区的所得税和增值税的权重税率(后文同)²⁶。借鉴Lee and Gordon (2005)，本文使用某一地区的临近地区的所得税和增值税税率分别作为该地区税率的工具变量，满足其与解释变量相关(工具变量的获得来自解释变量)，且与被解释变量无关(即临近地区的税率与该地区的增长率无关)的IV方法要求。

本文要考察的对象为 a_1 、 a_2 是否显著小于零，即税率的降低是否提高该地区的经济增长率，释放该地区经济增长的活力。Johansson等(2008)、Arnold et al. (2011)使用OECD国家的年度数据研究发现所得税不利于经济增长，财产税和消费税有利于经济增长；而Karras和Furceri (2015)则使用该数据得出所得税与商品税的降低均有利于经济增长的结论，Adkisson and Mohammed (2014)利用美国的数据也得到上述结论。那么考虑我国的税制结构，所得税和增值税对经济增长的影响如何？

依据已有文献(Mankiw et al., 1992; Lee and Gordon, 2005; 李涛等, 2011; 吕冰洋等, 2016)，地区控制向量 X 包括：经济发展水平($\ln gdp$)，使用人均实际国内生产总值的自然对数来反映；地区人口密度($\ln pop$)，即总人口与行政面积的比值取自然对数；第二产业占比($industry$)，使用的是第二产业增加值占国内生产总值的比重；城镇化水平($urban$)，即城镇人口占总人口的比重；财政支出水平($fiscal$)，即财政支出与国内生产总值的比值；人口增长率(pop)和通货膨胀率($gdpdef$)。此外，我们还考虑了县级地区所在地级市的虚拟变量(u_p)和年份固定效应(v_t)，以控制不可观测因素(包括地区的文化传统和社会习俗、经济和政策的周期性变动等)对实证结果的影响。 ε_{ct} 是随机扰动项。

(二) 数据说明

实证分析使用了中国县级层面数据，时间跨度是1998-2007年，来自历年《全国地市县财政统计资料》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国统计年鉴》和中国工业企业数据库，其中企业税率数据主要来自于中国工业企业数据库，经济增长的指标和县级地区的控制变量主要来自于《全国地市县财政统计资料》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国统计年鉴》。

本文使用国家统计局的年度工业企业调查数据，数据处理方法参照吕冰洋等(2016)，不同之处在于，本文删去了关键变量大于其99.5%分位数和小于其0.05%分位数的观测值，考虑到存在大量企业报告其税前利润为非正值情况(主要为0值)，其比例超过25%(吕冰洋等, 2016)，对此本文剔除企业应缴所得税税额、企业利润、企业本年应缴增值税、企业增加值等变量的非正值，获得地区权重税率后通过反距离矩阵获得相关工具变量数据。将得到的地区税率和工具变量数据，与县级地区经济数据合并，对控制变量 $\ln gdp$ 、 $\ln pop$ 、 $industry$ 、 $urban$ 、 $fiscal$ 舍弃1%的尾部观测值。在稳健性分析中，我们放松对于数据样本的限制。

为了使各年份的数值可比，我们还利用工业品出厂价格指数将所有变量统一换算为以1998年价格衡量的数值。本文的实证分析不包括西藏和北京、上海、天津、重庆的数据，同时，剔除经济增长率的异常值，仅保存该值在-0.2到0.2之间的数值²⁶。其中主要变量的描述性统计见表1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	变量说明	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量：县级地区增长率						
GR	经济增长率	10,796	0.081	0.071	-0.200	0.200
lnincome	一般公共预算收入的对数（收入合计真实值）	10768	3.058	0.886	-0.594	6.802
lnexpend	一般公共预算支出的对数（支出合计真实值）	10768	4.078	0.547	1.680	6.697
lnnfasset	企业固定资产年平均余额净值真实值的对数	10,796	6.357	2.240	-4.098	14.444
解释变量：县级地区税率						
citsum_ov	所得税权重税率	10,796	0.254	0.132	0.000	0.984
citsum_1	所得税平均税率	10,796	0.246	0.116	0.000	0.963
vatsum_ov	增值税权重税率	10,796	0.156	0.079	0.001	0.834
vatsum_1	增值税平均税率	10,796	0.141	0.062	0.005	0.759
工具变量：临近地区						
citsum_ov_weight	临近地区的所得税权重税率	10,796	0.131	0.031	0.067	0.255
vatsum_ov_weight	临近地区的增值税权重税率	10,796	0.081	0.017	0.042	0.121
expend1_gdp_weight	反距离矩阵获得的临近地区财政支出占 GDP 比重的权重值	10,796	1.796	4.175	0.052	110.829
控制变量：						
lngdppc	人均实际 GDP 对数	10,796	8.632	0.620	7.160	10.172
lnpopinten	人口密度的自然对数=ln(总人口/行政面积)	10,796	0.032	0.025	0.000	0.110
industry	第二产业占比=第二产业增加值/GDP	10,796	0.373	0.134	0.070	0.766
urban	城镇化水平=城镇人口/总人口	10,796	0.164	0.113	0.000	0.815
fiscalrate	财政支出占 GDP 比重	10,796	0.121	0.085	0.027	0.647
poprate	人口增长率	10,796	1.006	0.026	0.727	1.889
gdpdef_provrate	通货膨胀率	10,796	1.022	0.037	0.702	1.154

三 事实分析

（一）县级地区的实际有效税率与经济增长

1、县级地区的实际有效税率

陈晓光（2016）以企业所得税和增值税税率数据分析了县级地方政府的财政压力对该地区税收征管力度的影响；吕冰洋等（2016）从政府与市场关系角度分析了以县级地区的企业所得税和增值税税率表征的税率结构与财政分权的相互作用机制。因而，本文同样考虑作为共享税，且占据地方财政收入重要地位的企业所得税和增值税，通过直接核算县级地区的两种税率来表征该地区的税率结构，考察其对地区经济增长的影响。

图 1 和图 2，分别描述了县级地区的权重税率和平均税率的概率分布图，图形显示，企业所得税权重税率与平均税率、增值税权重税率与平均税率分布相似²⁶。结合表 1，企业所得税权重税率（citsum_ov）与平均税率（citsum_1）二者的均值依次是 0.254、0.246，标准差依次是 0.132、0.116，其中权重税率数值较大、分布较为分散；增值税的权重税率与平均税率的分布与所得税也相似，表明个体企业产值在核算企业所在县级地区的总体税率时影响较小。此外，可以发现两种实际有效税率的均值均小于法定税率，且实际有效税率在地区之间具有较大的差异。陈晓光（2013）认为企业增值税实际税率存在差异的原因 90%都是来自产业内部，而吕冰洋等（2016）分析了政府间关系对企业实际税率间差异的影响。本文基于此，分析地区的实际有效税率差异导致的地区经济增长差异。

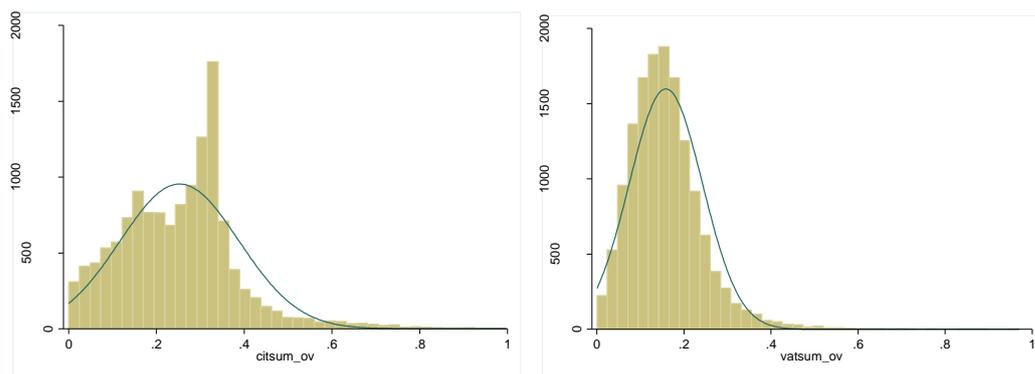


图1 县级地区所得税和增值税权重税率分布曲线

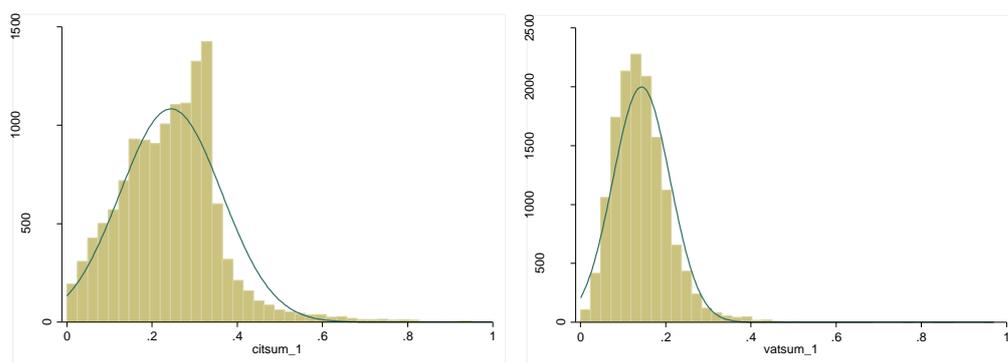


图2 县级地区所得税和增值税平均税率分布曲线

2、县级地区的实际有效税率与经济增长

降低税率，将扩大产品的供给，增加消费者的可支配收入进而提高消费需求，供给和需求的扩大进一步推进产出的提高，促进地区经济增长。供给学派认为降低边际税率可以提高劳动者的工作积极性，将增加产品供给；凯恩斯学派认为降低税率将提高需求进而拉动产出的扩大，两种学派均认为税率的降低将提高地区的经济增长率。那么我国县级地区的经济增长率与地区实际有效税率是否存在显著负向关系？

图3描述了县级地区税率与地区经济增长率平均值的变化情况，可以看到：地区税率在缓慢降低；地区经济增长率波动较大，且缓慢提高。县级地区所得税和增值税税率降低，吕冰洋等（2016）认为县级地区的分成率降低，使得企业逃税增加进而实际税率降低；而地区经济增长率在1998年出现波动的主要原因是金融危机以及通货膨胀率的影响（陈玉宇、谭松涛，2005；张成思，2012）。关于县级地区税率对经济增长率的影响机制，本文将进一步通过实证分析进行检验。

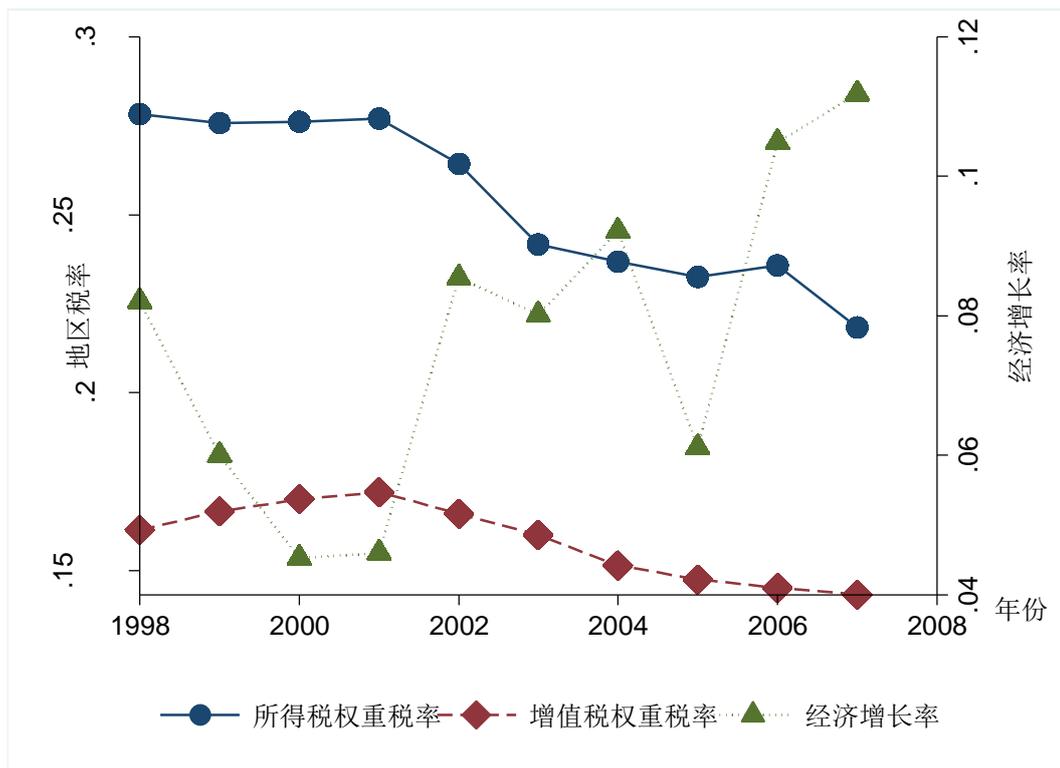


图3 县级地区权重税率与经济增长率平均值示意图

(二) 工具变量——临近地区的权重税率与财政支出比重的权重值

多级政府机构导致上下级政府的财政分权，财政分权的有效配置可以发挥各级政府的优势、提高资源配置效率、完善政府和市场关系。而财政分权的途径之一即为相邻地区间的税收竞争，降低本地区企业实际税率促进经济增长（Grassmueck and Shields, 2010; Feld and Schnellenbach, 2011）。本文将临近地区之间的税收竞争加入对县级地区税率的工具变量的设置，借鉴 Lee and Gordon (2005) 的方法构造工具变量。

利用某一县级地区临近地区的两税权重税率作为该地区权重税率的工具变量，对模型（1）进行分析。本文在求得县级地区所得税权重税率和增值税权重税率基础上，再通过反距离矩阵（inverse distance matrix）²⁶，核算某一地区临近地区所得税权重税率（*citsum_ov_weight*）和临近地区增值税权重税率（*vatsum_ov_weight*），计算公式为：

$$citsum_ov_weight = W \cdot citsum_ov$$

$$vatsum_ov_weight = W \cdot vatsum_ov$$

其中， W 为反距离矩阵，显然临近地区权重税率将直接影响该地区的权重税率和平均税率，而与该地区的经济增长率没有关系，同时我们认为临近地区的权重税率与该地区的不可观测因素不相关，故以此进行工具变量估计。

图4表明，某一地区临近地区的权重税率与该地区的权重税率的概率分布情形完全不同。结合图1、2，解释变量的概率分布表现为单峰形状，工具变量则表现为双峰形状；结合表1，某一地区临近地区的所得税权重税率（*citsum_ov_weight*）和增值税权重税率（*vatsum_ov_weight*）的数据特征与解释变量也相差较大，二者均值依次是0.131、0.081，均远小于解释变量的均值。

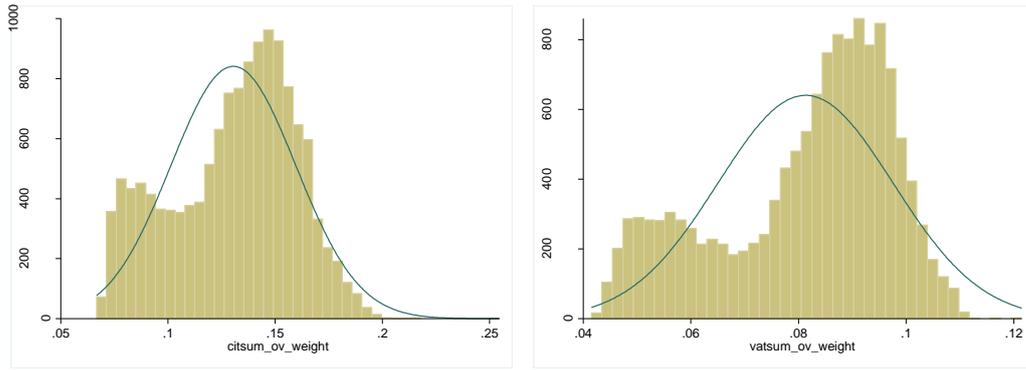


图 4 县级地区临近地区的权重税率分布图

Lee and Gordon (2005) 仅仅考虑了各个地区之间的税率的相互影响, 而忽视了地区之间的财政竞争也表现为财政支出的竞争 (Keen and Marchand, 1997; Oates, 1999)。进而, 在某一地区两种税率临近地区工具变量的基础上, 考虑该地区临近地区财政支出占 GDP 比重的权重值 ($expend1_gdp_weight$) 也作为工具变量。同理, 计算过程如下:

$$expend1_gdp_weight = W \cdot fiscalrate$$

其中, $fiscalrate$ 表示某一地区的财政支出占 GDP 的比重。对某一地区财政支出占 GDP 比重以及临近地区比重的权重值的数据描述见表 1, 二者的均值依次是 0.121、1.796, 将此工具变量加入 IV 分析, 三工具变量的回归结果在稳健性分析中讨论。

四、实证结果

(一) 基准结果

表 2 县级地区权重税率对地区经济增长的影响

	实际经济增长率 (GR)			
	(1) OLS	(2) OLS	(3) IV	(4) IV
citsum_ov	-0.014***	-0.011**	-0.542***	-0.240*
企业所得税权重税率	(0.005)	(0.005)	(-0.199)	(-0.123)
vatsum_ov	-0.023***	-0.021**	-0.565**	-0.453*
企业增值税权重税率	(0.009)	(0.009)	(-0.276)	(-0.233)
lngdppc	0.030***	0.048***	0.014**	0.037***
人均 GDP 对数	(0.002)	(0.002)	(-0.007)	(-0.004)
lnpopinten	0.058*	-0.096*	-0.258	-0.286***
人口密度对数	(0.033)	(0.054)	(-0.157)	(-0.089)
industry	0.048***	0.036***	0.061***	0.029***
第二产业占比	(0.007)	(0.008)	(-0.011)	(-0.01)
urban	-0.048***	-0.051***	-0.034***	-0.018
城镇化水平	(0.007)	(0.011)	(-0.012)	(-0.017)
fiscalrate	0.175***	0.182***	0.189***	0.163***

财政支出占 GDP 比重	(0.011)	(0.013)	(-0.019)	(-0.017)
poprate	-0.445***	-0.465***	-0.497***	-0.498***
人口增长率	(0.046)	(0.049)	(-0.061)	(-0.056)
gdpdef_provrate	-0.191***	-0.266***	-0.425***	-0.364***
通货膨胀率	(0.022)	(0.023)	(-0.1)	(-0.04)
DWH 内生性检验 P 值			P=0	P=0
Hausman 内生性检验 P 值			P=0	P=0
弱工具变量检验 F 值			F=68.529 F=100.426	F=14.381 F=14.601
地级市虚拟变量		Y		Y
N	10 796	10 796	10 796	10 796

注：***、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内是稳健标准差。

表 2 是 (1) 式的回归结果。其中第 (1)、(2) 列的模型采用普通最小二乘 (OLS) 进行回归，第 (3)、(4) 列采用工具变量 (IV) 方法。

在 IV 变量估计中，含有两个内生变量地区所得税和增值税的权重税率 (citsum_ov, vatsum_ov)，同时包括两个工具变量，即该地区的临近地区所得税和增值税权重税率 (citsum_ov_weight、vatsum_ov_weight)，则不需要进行过度识别检验。进一步，对 IV 回归估计进行弱工具变量检验、Durbin-Wu-Hausman (DWH) 和 Hausman 内生性检验，检验结果在表 2。从第 (3)、(4) 列的回归结果可以看到，弱工具变量检验的结果中 F 统计量均超过 10，而且 F 统计量的 P 值为 0，故拒绝弱工具变量假设；内生性检验的结果显示在 1% 的显著水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设，即认为存在内生变量，此为进行 IV 估计的前提。

首先，考察核心解释变量的估计结果：由表 2 第 (4) 列可知，县级地区的所得税和增值税的权重税率分别提高 1%，该地区的经济增长率将分别降低 0.24%、0.45%。基于我国县级地区的经济数据，考察地方政府的主体收入时，降低企业所得税和增值税的税率均能显著提高地区的经济增长率，故与 Adkisson and Mohammed (2014) 及 Karras 和 Furceri (2015) 对 OECD 国家和美国的数据分析结果相似，刘溶沧和马拴友 (2002) 利用中国数据也得到了降低劳动和商品税率将提高经济增长率的结论；此外，增值税的减税效应将更为显著，也与较多的研究结论相同 (Hakim and Bujang, 2012; Afonso and Jalles, 2014)。因此，降低企业的税率将增加企业的供给，带动消费者的消费，释放经济活力，促进经济发展。

其次，考察控制变量的回归结果：地区的经济发展程度将提高该地区的经济增长率，地区具有较高的人口增长率和通货膨胀率将拉低地区的经济增长。回归结果显示该地区的人均实际 GDP 对数 (lngdppc)、工业化水平 (industry)、财政支出占 GDP 比重 (fiscalrate) 对经济增长率有正向作用，即县级地区具有一定的经济基础是经济快速发展的前提；而地区的人口密度 (lnpopinten)、人口增长率 (poprate)、通货膨胀率 (gdpdef_provrate) 阻碍该地区的经济增长，人口增长具有较高的速度将降低人均资本水平进而拉低地区的经济增长率，而高的通货膨胀率通常表示经济不稳定，不利于经济的长期增长；此外，城镇化水平 (urban) 与地区经济增长率的回归结果不显著。

(二) 稳健性分析

本文对上述关于模型 (1) 的基准结果的稳健性检验，主要包括四个部分：第一，在双工具变量 (citsum_ov_weight、vatsum_ov_weight) 的基础上加入临近地区的财政支出占 GDP 比重的工具

变量 (*expend1_gdp_weight*), 对基准模型再次进行分析, 分析结果见表 3; 第二, 改变主要解释变量, 选择地区的企业所得税和增值税的平均税率 (*citsum_1*、*vatsum_1*) 作为被解释变量, 重新进行 IV 估计分析, 结果见表 4; 第三, 将县级地区分为东部地区和中西部地区进行分样本的 IV 分析, 结果见表 5; 最后, 本文放松对样本数据的限制约束, 考虑变更样本数据的稳健性分析, 结果见表 6。

1、考虑三工具变量

表 3 县级地区权重税率对地区经济增长的影响 (三工具变量)

	实际经济增长率 (<i>GR</i>)	
	(1) IV	(2) IV
<i>citsum_ov</i>	-0.436***	-0.233*
企业所得税的权重税率	(0.153)	(0.120)
<i>vatsum_ov</i>	-0.418*	-0.442*
企业增值税的权重税率	(0.215)	(0.228)
过度识别检验 P 值	P=0.231	P=0.747
DWH 内生性检验 P 值	P=0	P=0
Hausman 内生性检验 P 值	P=0	P=0
弱工具变量检验 F 值	F= 46.458 F= 67.257	F=10.369 F= 10.377
地级市虚拟变量		Y
N	10 796	10 796

注: ***, **和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平, 括号内是稳健标准差。

表 3 是考虑县级地区的所得税和增值税权重税率的三工具变量——临近地区的权重税率和财政支出比重 (*citsum_ov_weight*、*vatsum_ov_weight*、*expend1_gdp_weight*) 的回归结果, 其中表 3 中均加入县级地区控制变量, 并省略控制变量的回归结果。

核心解释变量(*citsum_ov*、*vatsum_ov*)个数少于工具变量个数, 则首先对回归结果进行过度识别检验, 结果 P 值均大于 0.05, 则结果不能拒绝“所有工具变量外生”的原假设, 即认为三个工具变量均合格, 与扰动项无关。其次, 对 IV 回归估计进行弱工具变量检验, DWH 和 Hausman 内生性检验, 检验结果表明工具变量具有的良好性质, 以及核心解释变量具有内生性。

回归结果显示, 提高县级地区的所得税和增值税的权重税率时, 将分别降低该地区的经济增长率, 结论与基准结果相同。结合表 2 中的回归结果, 回归系数相差较小, 其中表 3 第 (2) 列中企业所得税和增值税回归系数的绝对值比表 2 中的基准结果依次减小 0.007、0.011, 故回归结果为税率对地区经济增长率的影响提供较好的度量, 为地方政府的政策设置提供参考。

2、考虑更换解释变量

表 4 县级地区平均税率对地区经济增长的影响（更换解释变量）

	实际经济增长率 (GR)	
	(1) IV	(2) IV
citsum_1 企业所得税的平均税率	-0.378*** (-0.101)	-0.263** (-0.116)
vatsum_1 企业增值税的平均税率	-0.287** (-0.135)	-0.395** (-0.19)
DWH 内生性检验 P 值	P=0	P=0
Hausman 内生性检验 P 值	P=0	P=0
弱工具变量检验 F 值	F=76.566	F=18.229
	F=156.549	F=34.165
地级市虚拟变量		Y
N	10 796	10 796

注：(1) ***、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内是稳健标准差。

表 4 是考察更换核心解释变量——地区企业所得税和增值税的平均税率 (citsum_1, vatsum_1) 的回归结果，省略控制变量的回归结果。对 IV 回归估计进行弱工具变量检验、DWH 和 Hausman 内生性检验，检验结果表明工具变量具有良好的性质，以及核心解释变量具有内生性。

表 4 第 (2) 列的回归结果显示：提高县级地区所得税的平均税率 1% 将降低该地区的经济增长率为 0.26%，提高增值税平均税率 1% 将降低该地区的经济增长率为 0.40%。当更换核心解释变量，不考虑县级地区因为个体企业产值不同带来的地区税率核算的差异，回归结果也表明降低地区的税率将提高地区的经济增长率。

3、分组样本分析

税率对县级地区经济增长的影响在不同地区可能存在差异。表 5 为分地区的分组回归结果。对 IV 回归估计进行 DWH 和 Hausman 内生性检验，检验结果表明工具变量具有良好的性质，以及核心解释变量具有内生性。省略有关控制变量。

表 5 地区税率对地区经济增长的影响（依据东部地区和中西部地区分组）

	地区实际经济增长率 (GR)			
	两 IV 模型		三 IV 模型	
	(1) 东部	(2) 中西部	(3) 东部	(4) 中西部
citsum_ov 企业所得税权重税率	-0.240 (0.172)	-0.503*** (0.190)	-0.077 (0.337)	-0.475*** (0.167)
vatsum_ov 企业增值税权重税率	-1.053*** (0.210)	-0.314 (0.314)	-0.195 (0.546)	-0.267 (0.272)
DWH 内生性检验 P 值	P=0	P=0	P=0.318	P=0
Hausman 内生性检验 P 值	P=0	P=0	P=0	P=0
地级市虚拟变量	Y	Y	Y	Y
N	3 953	6 843	3 953	6 843

注：***、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内是稳健标准差。

回归结果显示，在东部地区和中西部地区，企业增值税和企业所得税税率提高将降低各地区的

经济增长率。第 (1) 列和第 (2) 列的两个 IV 模型的回归结果显示 (第 (3) 列的 DWH 内生性检验不能拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设), 在东部地区、中西部地区, 企业增值税和企业所得税在各个地区的减税的增长效应效果不同; 其中在东部地区, 降低增值税税率的回归结果具有显著性, 且效应更强, 就中西部地区来说, 降低企业所得税税率的效果更强。上述结论的原因可能是东部地区和中西部地区的税收征管和遵从程度不同, 或者各地区的经济发展结构不同等使得各地区减税的增长效应的强度不同。

4、变更样本分析

表 6 县级地区权重税率对地区经济增长的影响 (更换数据样本)

	实际经济增长率 (GR)					
	样本 1		样本 2			
	(1) IV	(2) IV	(3) IV	(4) IV	(5) IV	(6) IV
citsum_ov	-0.451**	-0.520**	0.204***	1.449	-0.037	1.426
企业所得税权重税率	(0.198)	(0.204)	(0.062)	(1.162)	(0.055)	(1.144)
vatsum_ov	-0.864**	-0.936**	-0.306***	-2.940***	-0.518***	-2.926***
企业增值税权重税率	(0.362)	(0.375)	(0.072)	(1.003)	(0.067)	(0.989)
过度识别检验 P 值		P=0.063			P=0	P=0.778
DWH 内生性检验 P 值	P=0	P=0	P=0	P=0	P=0	P=0
Hausman 内生性检验 P 值	P=0	P=0	P=0	P=0	P=0	P=0
地级市虚拟变量	Y	Y		Y		Y
N	12 400	12 400	10 651	10 651	10 796	10 796

注: **、*和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平, 括号内是稳健标准差。

在上文的有关分析中, 样本数据均施加了县级地区经济增长率的绝对值小于 0.2 的约束条件。现在我们放松该条件的限制, 考虑另外两种情形的样本分析结果, 即在基准样本数据的基础上放松经济增长率的限制条件, 记为样本 1, 其次, 我们放松本文在县级地区企业税率必须为正的条件下, 考虑企业所得税和增值税税率为非正值的情形²⁶, 此外增加县级地区经济增长率的约束, 记为样本 2。其中表 6 的列 (1) - (2)、列 (3) - (6) 依次为样本 1 和样本 2 的回归结果; 列 (2) 和列 (5) - (6) 为三工具变量的回归结果, 并控制有关变量。对 IV 回归估计进行检验, DWH 和 Hausman 内生性检验, 除列 5 外检验结果表明工具变量具有良好的性质, 以及核心解释变量具有内生性。

回归结果显示: 提高县级地区增值税税率, 将显著地降低该地区的经济增长率; 提高所得税税率, 对经济增长的影响具有不确定性。样本 1 的回归结果第 (2) 列显示, 提高所得税税率 1% 将降低该地区的经济增长率为 0.52%, 提高增值税税率 1% 将降低该地区的经济增长率为 0.94%; 该回归结果约为基准模型结果的 2 倍, 回归系数增大的原因是放松地区经济增长率的限制, 增加县级地区样本数据的变动幅度。就样本 2 的结果显示, 继续放松对样本数据的约束, 回归系数变动幅度扩大, 但是降低增值税税率的经济增长作用显著, 而所得税的结果具有不确定性。

总体而言, 计量模型在考虑到地区税率与地区经济增长之间的内生性时, IV 回归结果显著地论证了降低地区的税率将提高地区的经济增长率, 释放地区经济发展的活力。

五、拓展分析

在上一部分的实证分析中,结果显示地区企业所得税和增值税实际有效税率水平的降低将分别显著带来地区经济增长速度的提高,但是,大部分文献忽略了企业税率降低带来的地区收入的减少,这将直接影响地方政府的财政收支、区域政策,也将使得地方政府由于财政失衡程度进一步加深导致地区经济发展水平的不同。因此,在基准回归结果的基础上,本部分将进一步考察降低县级地区的税率水平直接导致的财政收入的减少程度,及其对县级地区投资水平即县级地区的固定资产投资净值的影响,即考察模型(1)中的被解释变量 Y 依次变为县级地区的一般公共预算收入和支出,以及县级地区企业固定资产投资净值加总。

首先,模型(1)中被解释变量调整为县级地区的一般公共预算收入的对数($\ln\text{income}$),用来考察在地区税率降低时县级地区财政收入的变化;其次,更换被解释变量为县级地区的一般公共预算支出的对数($\ln\text{expend}$),用来考察在地区税率降低时县级地区面临的财政压力的变化;第三,在模型(1)中,更换被解释变量为县级地区企业的固定资产合计净值对数的对数($\ln\text{fasset}$)²⁶,以此来考察税率变量对于县级地区固定资产或者县级地区投资的影响。同时,被解释变量均为实际值,均省略县级地区控制变量回归结果,上述回归结果依次见表7和表8。

表7表明,县级地区的企业所得税税率和增值税税率的降低将一定程度上降低该地区的一般公共预算公共收入,但是财政支出程度并没有相应地降低,进而将影响地方政府税收行为和支出行为。也表明,县级地区企业税率的降低带来经济增长率的提高,同时以地方财政收入的减少为代价,减少地方政府自身的调控能力。表7第(2)列回归结果显示,县级地区的企业所得税税率和增值税税率分别降低1%,该地区的一般公共预算公共收入将分别降低1.0%、3.4%;但是地方政府的财政支出并没有相应地减少,根据表7第(3)列回归结果,县级地区的企业所得税税率降低1%将使得该地区的一般公共预算公共支出增加6.2%。其原因是:一方面上级政府的转移支付规模不断扩大,另一方面各地区面临的税收收入结构不同。因而,减税一定程度上减少了县级地区的财政收入,而地方政府依然面临严峻的财政压力。

表7 县级地区税率对县级地区财政收支的影响

	财政收入真实值的对数 ($\ln\text{income}$)		财政支出真实值的对数 ($\ln\text{expend}$)	
	两 IV 模型	三 IV 模型	两 IV 模型	三 IV 模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
citsum_ov 企业所得税权重税率	1.003 (0.808)	0.989 (0.785)	-6.228*** (1.379)	-5.559*** (1.203)
vatsum_ov 增值税的权重税率	3.453** (1.407)	3.434** (1.388)	-2.437 (2.421)	-1.539 (2.135)
过度识别检验 P 值		P=0.933		P=0.006
DWH 内生性检验 P 值	P=0.006	P=0.004	P=0	P=0
Hausman 内生性检验 P 值	P=0	P=0	P=0	P=0
地级市虚拟变量	Y	Y	Y	Y
N	10 768	10 768	10 768	10 768

注:(1)***、**和*分别是1%、5%和10%的显著性水平,括号内是稳健标准差。

表8表明,县级地区的企业增值税税率的降低将一定程度上提高该地区的投资水平,即县级地区企业税率降低将提高企业的固定资产投资水平进一步扩大产出,提高地区经济增长;而县级地区的企业所得税税率的回归结果不具有显著性。回归结果显示,县级地区的企业增值税税率降低1%,

该地区的企业固定资产水平将提高 12.8%，但是所得税税率的回归结果不具有显著性。也就是说，县级地区企业税率的降低使得县级地区的投资水平上升，进一步带来经济增长率的提高。

表 8 县级地区税率对投资的影响

	企业固定资产净值真实值的对数 (lnnfasset)	
	两 IV 模型	三 IV 模型
	(1)	(2)
citsum_ov 企业所得税的权重税率	1.520 (2.399)	2.114 (2.304)
vatsum_ov 增值税的权重税率	-12.822*** (4.367)	-11.979*** (4.233)
过度识别检验 P 值		P=0.240
DWH 内生性检验 P 值	P=0	P=0
Hausman 内生性检验 P 值	P=0	P=0
地级市虚拟变量	Y	Y
N	10 796	10 796

注：(1) ***、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内是稳健标准差；(2) 主要对第 1 列结果进行分析。

通过对于县级地区的财政收支、投资水平与县级地区税率之间作用机制的考察和分析，本文认为县级地区企业税率降低将提高企业投资水平，进一步扩大产出，提高地区经济增长，但此时县级地区的财政收入减少使得各地区面临的财政压力加强。

六、结论

本文通过 IV 方法的实证分析，研究税率与地区经济增长率之间的关系，我们发现：

基于中国县级地区 1998-2007 年的样本数据，考虑到税率与地区经济增长之间的内生性，本文用 IV 方法论证了降低县级地区的企业所得税和增值税税率均将提高地区的经济增长率，而且增值税税率效果更为显著。此外，实证结果显示县级地区企业税率降低将提高企业投资水平而进一步扩大产出，同时也减少了县级地区财政收入，但是地方政府依然面临严峻的财政压力。

本文实证分析结果将为我国现行的财政制度改革和税制改革提供数据说明和依据。2014年6月，《深化财税体制改革总体方案》开启新一轮的财税体制改革，2012-2016年，“营改增”的税收政策改革逐步推进，将降低地区税率，释放地区经济发展的活力，尤其是在我国进入经济增长的“新常态”，应发挥财政体制改革和税制改革的调整作用，保证地区经济增长的稳定性。本文的结论将为我国税制结构的调整、财税体制的完善提供参考和建议。

参考文献

- 1.陈晓光, 2013:《增值税有效税率差异与效率损失——兼议对“营改增”的启示》,《中国社会科学》第8期,第67-84页。
- 2.陈晓光, 2016:《财政压力、税收征管与地区不平等》,《中国社会科学》第4期,第54-71页。
- 3.陈玉宇、谭松涛, 2005:《稳态通货膨胀下经济增长率的估计》,《经济研究》第4期,第23-33页。
- 4.龚六堂、邹恒甫, 2002:《最优税率、政府转移支付与经济增长》,《数量经济技术经济研究》

第1期,第63-66页。

5.李绍荣、耿莹,2005:《中国的税收结构、经济增长与收入分配》,《经济研究》第5期,第118-126页。

6.李涛、黄纯纯、周业安,2011:《税收、税收竞争与中国经济增长》,《世界经济》第4期,第22-41页。

7.刘溶沧、马拴友,2002:《论税收与经济增长——对中国劳动、资本和消费征税的效应分析》,《中国社会科学》第1期,第67-76页。

8.吕冰洋、马光荣、毛捷,2016:《分税与税率:从政府到企业》,《经济研究》第7期,第13-28页。

9.马光荣、郭庆旺、刘畅,2016:《财政转移支付结构与地区经济增长》,《中国社会科学》第9期,第105-125页。

10.马拴友,2001:《税收结构与经济增长的实证分析兼论我国的最优直接税/间接税结构》,《经济理论与经济管理》第7期,第15-20页。

11.马拴友、于红霞,2003:《地方税与区域经济增长的实证分析——论西部大开发的税收政策取向》,《管理世界》第5期,第36-43页。

12.王小龙、方金金,2015:《财政“省直管县”改革与基层政府税收竞争》,《经济研究》第11期,第79-93页。

13.张成思,2012:《通货膨胀、经济增长与货币供应:回归货币主义?》,《世界经济》第8期,第3-21页。

14.张胜民,2013:《我国税收结构变动的经济增长效应分析——兼论税收结构变动与区域经济非均衡增长》,《财贸经济》第9期,第16-27页。

15.Adkisson, R. V., and M. Mohammed. 2014. "Tax Structure and State Economic Growth during the Great Recession." *The Social Science Journal* 51(1):79-89.

16.Afonso, A., and J. T. Jalles. 2014. "Fiscal Composition and Long-Term Growth." *Applied Economics* 46(3):349-358.

17.Aiyagari, S. R., L. J. Christiano, and M. Eichenbaum. 1992. "The Output, Employment, and Interest Rate Effects of Government Consumption." *Journal of Monetary Economics* 30(1):73-86.

18.Arnold, J. M., B. Brys, C. Heady, Å. Johansson, C. Schweltnus, and L. Vartia. 2011. "Tax Policy for Economic Recovery and Growth." *The Economic Journal* 121(550):59-80.

19.Best, M. C., A. Brockmeyer, H. J. Kleven, J. Spinnewijn, and M. Waseem. 2015. "Production Versus Revenue Efficiency with Limited Tax Capacity: Theory and Evidence from Pakistan." *Journal of Political Economy* 123(6):1311-1355.

20.Blanchard, O., and R. Perotti. 2002. "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output." *The Quarterly Journal of Economics* 117(4):1329-1368.

21.Branson, J., and C. K. Lovell. 2001. "A Growth Maximising Tax Structure for New Zealand." *International Tax and Public Finance* 8(2):129-146.

22. Canavire-Bacarreza, G., J. Martinez-Vazquez, and V. Vulovic. 2013. *Taxation and Economic Growth in Latin America*, Inter-American Development Bank. <https://publications.iadb.org/handle/11319/4583>.

23. Chamley, C. 1981. "The Welfare Cost of Capital Income Taxation in a Growing Economy." *Journal of Political Economy* 89(3):468-496.

24. Feld, L. P., and J. Schnellenbach. 2011. "Fiscal Federalism and Long-Run Macroeconomic Performance: A Survey of Recent Research." *Environment and Planning C: Government and Policy* 29(2):224-243.

25. Friedman, M. 1968. "The Role of Monetary Policy." *The American Economic Review* 58(1):1-17.

26. Grassmuck, G., and M. Shields. 2010. "Does Government Fragmentation Enhance or Hinder Metropolitan Economic Growth?" *Papers in Regional Science* 89(3):641-657.

27. Hakim, T. A., and I. Bujang. 2012. "The Impact and Consequences of Tax Revenues' Components on Economic Indicators: Evidence from Panel Groups Data." In *International Trade from Economic and Policy Perspective Business*. Edited by V. In-Tec. <https://www.intechopen.com/>, 99-116. London, UNITED KINGDOM.

28. Johansson, Å., C. Heady, J. Arnold, B. Brys, and L. Vartia. 2008. "Taxation and Economic Growth." Paris: OECD Publishing.

29. Karras, G., and D. Furceri. 2015. "Taxes and Growth in Europe." *Journal of European Economic History* 28(2):365-382.

30. Keen, M., and M. Marchand. 1997. "Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending." *Journal of Public Economics* 66(1):33-53.

31. Kneller, R., M. F. Bleaney, and N. Gemmell. 1999. "Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries." *Journal of Public Economics* 74(2):171-190.

32. Lee, Y., and R. H. Gordon. 2005. "Tax Structure and Economic Growth." *Journal of Public Economics* 89(5):1027-1043.

33. Lucas, R. E. 1990. "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?" *The American Economic Review* 80(2):92-96.

34. Mankiw, N. G., D. Romer, and D. N. Weil. 1992. "A Contribution to the Empirics of Economic Growth." *The Quarterly Journal of Economics* 107(2):407-437.

35. Mendoza, E. G., G. M. Milesi-Ferretti, and P. Asea. 1997. "On the Ineffectiveness of Tax Policy in Altering Long-Run Growth: Harberger's Superneutrality Conjecture." *Journal of Public Economics* 66(1):99-126.

36. Oates, W. E. 1999. "An Essay on Fiscal Federalism." *Journal of Economic Literature* 37(3):1120-1149.

37. Rebelo, S. 1991. "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth." *Journal of Political Economy* 99(3):500-521.

38. Romer, C. D., and D. H. Romer. 2010. "The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates

Based on a New Measure of Fiscal Shocks.”*American Economic Review* 100(3):763-801.

39. Summers, L. H. 1981.“Taxation and Corporate Investment: A Q-Theory Approach.”*Brookings Papers on Economic Activity* 12(1):67-140.

A Study on the Growth Effect of Tax Reduction

Li Rong¹, Zhang Kaiqiang², Lv Bingyang¹

(1: School of Finance, Renmin University of China)

(2: National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Both the supply school and the Keynesian school give the explanation that the tax reduction will promote the economic development, and the effect of the tax reduction policy in order to improve the economic growth has also achieved certain results. Based on the county-level data of China, this paper discusses the relationship between the tax rate and economic growth, and uses Lee and Gordon (2005) to construct the tool variable (IV) to solve the endogeneity of variables. The empirical results show that the tax rate of the income tax and value added tax in the county-level areas is increased by 1%, and the economic growth rate in the region will be reduced by 0.24% and 0.45% respectively. In the extended analysis, the empirical results show that the reduction of the enterprise tax rate at the county level will increase the investment level of the enterprises and further expand the output. At the same time, it also lightened the fiscal revenue at the county level, but local government still faces severe financial pressure. The above conclusions provide reference and suggestions for the adjustment and perfection of China's tax system.

Key words: Tax Reduction ;Regional Tax Rate; Economic Growth

JEL Classification: H00, H71, O12